

## Työpaperi 1/2019

Piia Pekola (toim.)

# Terveystaloustiede 2019

Terveystaloustieteen päivä 1.2.2019

Terveystaloustieteen päivä on jokavuotinen seminaari, joka kokoaa yhteen terveydenhuollon asiantuntijoita, päätöksentekijöitä, tutkijoita ja muita terveystaloustieteestä kiinnostuneita. Terveystaloustieteen päivän pääteemana on tänä vuonna sosiaali- ja terveydenhuollon integraatio. Aamupäivän ohjelmassa käsitellään mm. integraation laatu- ja kustannusvaikutuksia kansainvälisen tutkimustiedon valossa. Pääteemaa käsitellään lisäksi suomalaisten asiantuntijoiden toimesta paneelikeskustelussa.

Iltapäivällä ohjelmassa pohditaan elinsiirtojen kohtaannon kysymyksiä markkinoiden suunnittelun valossa hyödyntäen taloustieteen teoriaa ja menetelmiä. Terveystaloustieteen päivänä on perinteisesti esitelty myös suomalaista ajankohtaista terveystaloustieteen alan tutkimusta. Vuoden 2019 terveystaloustieteen päivällä kuullaan yhteensä kymmenen eri tutkijan tai tutkimusryhmän esitykset.

Unto Häkkinen ym. on analysoinut sitä, miten palvelujen integraatiota korostava uudistus Norjassa vaikutti lonkkaleikkauspotilaiden hoitoon. Mika Kortelainen ym. ovat tarkastelleet perusterveydenhuollon menoja ja palvelujen kehittymistä tilanteessa, jossa erilaiset kunnalliset yhteenliittymät palvelujen järjestämisessä ovat purkautuneet. Tero Kuusi ym. ovat tutkineet vanhuuseläkkeelle jäämisen vaikutuksia terveyteen. Olli Halminen ym. puolestaan ovat tutkineet sitä, ovatko kunnat vähentäneet pitkäaikaisesti terveyskeskusten vuodeosastohoidossa olevien osuutta ns. vanhuspalvelulain voimaantultua. Petri Böckerman ym. ovat selvittäneet perhetaustan ja työttömyyden vaikutuksia opioidien käyttöön.

Jan Klavus ym. ovat tarkastelleet koulutuksen ja työelämän ulkopuolella oleville nuorille, pitkäaikaistyöttömille ja ikäihmisille suunnattujen sosiaalisten interventioiden kustannusvaikuttavuutta. Visa Pitkäsen tutkimuskohteena on kilpailutus sosiaali- ja terveyspalveluissa ja hän esittelee havaintoja Kelan kuntoutuksen kilpailutuksista. Aarni Soppi ym. ovat arvioineet lääkekaton vaikutusta lääkkeiden kulutukseen tarkastellen omavastuu kertymää ja lääkkeiden kokonaiskustannuksia. Anne Lipponen ym. ovat tarkastelleet kokonaisvaltaisen hyvinvoinnin, henkilön kokemuksen hoidon saatavuuden ja tulojen välistä yhteyttä. Riina Hiltunen on puolestaan pohtinut magneettikuvausmarkkinoiden markkinarakennetta sekä hintojen ja teknologioiden kehitystä.



# Esipuhe

Terveystaloustieteen päivä on jokavuotinen seminaari, joka kokoaa yhteen terveydenhuollon asiantuntijoita, päätöksentekijöitä, tutkijoita ja muita terveystaloustieteestä kiinnostuneita. Tapahtuman järjestää Terveystaloustieteen Seura yhdessä Svenska Handelshögskolanin ja Terveiden ja hyvinvoinnin laitoksen Terveys- ja sosiaalitalouden yksikön kanssa.

Terveystaloustieteen päivän pääteemana on tänä vuonna sosiaali- ja terveydenhuollon integraatio. SOTE-uudistuksen toteutuessa tulevaisuudessa maakunnat vastaavat sosiaali- ja terveyspalvelujen järjestämisestä. Maakunnan vastuulle tulee myös yhteensovittava asiakkaiden palvelut. Tavoitteena on vähentää asiakkaiden tarpeetonta palveluohjausta ja lisätä palvelujen kustannustehokkuutta ja vaikuttavuutta. Julkinen keskustelu palveluintegraation toteutumisesta ja sen potentiaalisesta vaikutuksesta toiminnan kustannustehokkuuteen on ollut puoleen ja toiseen vilkasta mutta osin vailla selkeitä perusteluja. Terveystaloustiede tarjoaa vastauksia myös tähän kysymykseen ja terveystaloustieteen päivässä paneudutaankin tänä vuonna ajankohtaiseen tutkimukseen sosiaali- ja terveydenhuollon integraatiosta.

Aamupäivän ohjelman aloittaa Deputy Director, Dr. Jose-Luis Fernandez London School of Economics and Political Science käsittelemällä mm. integraation laatu- ja kustannusvaikutuksia kansainvälisen tutki-mustiedon valossa. Jose-Luis Fernandezin esityksen jälkeen päivän pääteemaa kommentoi kolme suomalaista asiantuntijaa eri näkökulmista. Luona Oy:n toimitusjohtaja Milja Saksi edustaa yksityistä sektoria, Siun sote - Pohjois-Karjalan sosiaali- ja terveyspalvelujen kuntayhtymän toimitusjohtaja Ilkka Pirskanen julkista sektoria ja Tampereen yliopiston professori ja Terveiden ja hyvinvoinnin laitoksen arviointijohtaja Pekka Rissanen puolestaan sitoo keskustelun sosiaali- ja terveydenhuollon uudistuksen ajankohtaiseen tilanteeseen.

Iltapäivällä ohjelmassa on sessio siitä, mitä taloustieteen teoria ja menetelmät markkinoiden suunnittelusta voivat tarjota elinsiirtojen kohtaannon kysymyksiin käytännössä? Elinsiirtomarkkinoiden kysymyksiin johdattelevat professori Hannu Vartiainen Helsingin yliopistosta sekä professori Tommy Andersson Lundin yliopistosta. Kliinikon kommenttipuheenvuoron esittää professori Helena Isoniemi Helsingin yliopistosta ja Helsingin ja Uudenmaan sairaanhoitopiiristä.

Iltapäivän päättää kaksi rinnakkaissessiota, joissa kuullaan abstraktien perusteella valittuja ajankohtaisia terveystaloustieteen tutkimuksia.

Terveystaloustieteen Seura kiittää Terveystaloustieteen päivän valmisteluun ja toteuttamiseen osallistuneita henkilöitä ja organisaatioita, erityisesti Next Travel Ltd:tä, Svenska Handelshögskolania ja Terveiden ja hyvinvoinnin laitosta.

Terveystaloustieteen päivä järjestetään seuraavan kerran perjantaina 7.2.2020.

Tervetuloa!

Ismo Linnosmaa  
Terveystaloustieteen Seuran puheenjohtaja

Piia Pekola  
Terveystaloustieteen Seuran sihteeri

## Sisällys

Esipuhe .....	3
Ohjelma .....	5
Performance comparison of hip fracture pathways in two capital cities: Associations with level and change of integration .....	7
Unto Häkkinen, Terje P. Hagen and Tron Anders Moger	
Erityisryhmille kohdennettujen sosiaalisten toimintamallien kustannusvaikuttavuus: PROMEQ-hankkeen interventioiden taloudellinen arviointi .....	15
Jan Klavus, Leena Forma, Jussi Partanen, Pekka Rissanen	
Kilpailutukset sosiaali- ja terveystaloudellisuudessa – havaintoja Kelan kuntoutuksen kilpailutuksista .....	19
Visa Pitkänen	
Yksityisten magneettikuvausmarkkinoiden muutos kilpailun näkökulmasta vuosina 2008–2017 .....	24
Riina Hiltunen	
The role of family background and job displacement in the use of opioids .....	31
Petri Böckerman, Mika Haapanen, Hannu Karhunen, Terhi Maczulskij	
The influence of the old-age retirement on health: Causal evidence from the Finnish register data .....	32
Tero Kuusi, Pekka Martikainen, Tarmo Valkonen	
Vanhuspalvelulain vaikutus terveyskeskusten vuodeosaston pitkäaikaishoittoon ja kuntien sosiaali- ja terveystaloudellisuuden kokonaiskustannuksiin .....	36
Olli Halminen, Miika Linna, Teija Mikkola, Jussi Keppo	
Effects of Healthcare District Secessions on Costs, Productivity and Quality of Services .....	41
Mika Kortelainen, Simon Lapointe, Kalevi Luoma, Antti Moisio	
Terveystaloudellisuuden pääsyn esteet ja niiden rahamääräinen arvo .....	51
Anne Lipponen, Ismo Linnosmaa	
Lääkekaton vaikutus lääkekulutukseen .....	56
Aarni Soppi, Katri Aaltonen, Jouko Verho	

## Päivän teema: Sosiaali- ja terveydenhuollon integraatio

08:00–09:00 Ilmoittautuminen Svenska handelshögskolanin aulassa (Runeberginkatu 10)  
**Aamukahvit (tarjolla aamiaissämpylä ja kahvi/tee)**

09:00–09:15 **Tilaisuuden avaus**  
Terveystaloustieteen Seuran puheenjohtaja, professori Ismo Linnosmaa

09:15–10:15 **The economics of health and social care integration**  
Deputy Director, Dr. Jose-Luis Fernandez, London School of Economics and Political Science, UK

10:15–10:30 **Kysymyksiä ja keskustelua**  
Deputy Director, Dr. Jose-Luis Fernandez, London School of Economics and Political Science, UK.

10:30–10:45 Kahvitauko

10:45–11:45 **Sosiaali- ja terveydenhuollon integraatio: Kotimaiset kommenttipuheenvuorot ja paneelikeskustelu**  
Milja Saksi, toimitusjohtaja, Luona Oy  
Ilkka Pirskanen, toimitusjohtaja, Siun sote - Pohjois-Karjalan sosiaali- ja terveyspalvelujen kuntayhtymä  
Pekka Rissanen, professori, arviointijohtaja, Tampereen yliopisto, Terveiden ja hyvinvoinnin laitos

11:45–13:00 Lounas (omakustanteinen lounas lähiseudun ravintoloissa)

13:00–14:30 **Kidney matching – theory and practice**  
 Hannu Vartiainen, professori, Helsingin yliopisto  
 Tommy Andersson, professori, Lundin yliopisto  
 Helena Isoniemi, professori, Helsingin yliopisto, Helsingin ja Uudenmaan sairaanhoitopiiri

14:30–15:00 Kahvitauko

Abstraktisessiot		
	Puheenjohtaja: Kati Koskinen (Auditorium Aulan)	Puheenjohtaja: Heini Salo (Sali A210)
15:00–15:20	<b>Performance comparison of hip fracture pathways in two capital cities: Associations with level and change of integration</b> Unto Häkkinen, Terje P. Hagen, Tron Anders Moger	<b>Erityisryhmille kohdennettujen sosiaalisten toimintamallien kustannusvaikutavuus: PROMEQ-hankkeen interventioiden taloudellinen arviointi</b> Jan Klavus, Leena Forma, Jussi Partanen, Pekka Rissanen
15:20–15:40	<b>Effects of Healthcare District Secessions on Costs, Productivity and Quality of Services</b> Mika Kortelainen, Simon Lapointe, Kalevi Luoma, Antti Moisio	<b>Kilpailutukset sosiaali- ja terveystaloudessa – havaintoja Kelan kuntoutuksen kilpailutuksista</b> Visa Pitkänen
15:40–16:00	<b>The influence of the old-age retirement on health: Causal evidence from the Finnish register data</b> Tero Kuusi, Pekka Martikainen, Tarmo Valkonen	<b>Lääkekaton vaikutus lääkekulutukseen</b> Aarni Soppi, Katri Aaltonen, Jouko Verho
16:00–16:20	<b>Vanhuspalvelulain vaikutus terveyskeskusten vuodeosaston pitkäaikaishoitoon ja kuntien sosiaali- ja terveyspalveluiden kokonaiskustannuksiin</b> Olli Halminen, Miika Linna, Teija Mikkola, Jussi Keppo	<b>Terveyspalveluiden pääsyn esteet ja niiden rahamääräinen arvo</b> Anne Lipponen, Ismo Linnosmaa
16:20–16:30	<b>The role of family background and job displacement in the use of opioids</b> Petri Böckerman, Mika Haapanen, Hannu Karhunen, Terhi Maczulskij	<b>Yksityisten magneettikuvausmarkkinoiden muutos kilpailun näkökulmasta vuosina 2008–2017</b> Riina Hiltunen
16:30–18:00	Viinibuffet	

# Performance comparison of hip fracture pathways in two capital cities: Associations with level and change of integration

Unto Häkkinen<sup>1</sup>, Terje P. Hagen<sup>2</sup> and Tron Anders Moger<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Centre for Health and Social Economics (CHESS). National Institute for Health and Welfare (THL), Helsinki, Finland

<sup>2</sup>Department of Health Management and Health Economics, University of Oslo, Norway

## Acknowledgements

The data gathering and analyses were funded by the Health Programme of the European Union (grant number 664691 / BRIDGE Health) and the Research Council of Norway (grant number 229092 / Comparative effectiveness analyses of coordinated care initiatives in three Nordic countries). Unto Häkkinen acknowledges financial support from the Yrjö Jahnsson Foundation and the Finnish Society for Health Economics.

## Background

Finland and Norway have health care systems that have a varying degree of vertical integration. In Finland the financial responsibility for all patient treatment is placed at the municipal level, while in Norway the responsibility for patients is divided between the municipalities (primary and long-term care) and state-owned hospitals. From 2012, the Norwegian system became more vertically integrated following the introduction of the Coordination Reform.

The aim of the paper is to analyse the effects of variations in integration on performance indicators. We compared system performance at baseline (before the implementation of the Coordination Reform, i.e. 2009–2011) by using 15 performance indicators, including length of stay (LOS), the supplied volume of different types of services, the share of patients permanently discharged to home, costs indicators, and health outcomes measured by mortality. The effects of the Coordination Reform were analysed by describing time trends in the performance indicators and using the difference-in-difference (DID) method.

## Data and Methods

The study analysed annual cohorts of operated hip fracture patients from Oslo and Helsinki in the years 2009–2014. The construction of data was based on a common protocol using links to routinely collected national registers and statistics on hospital discharges, use, and causes of death developed in the EuroHOPE (European Health Care Outcomes, Performance and Efficiency) project (<http://www.eurohope.info>). For this study, we extended the approach to primary health services, social services, and long-term-care services by collecting data on these services from municipal registers. In addition, we linked in data on socioeconomic variables provided by the national statistical offices.

We first compared the two cities at baseline using data from before the Coordination Reform (i.e., the years 2009–2011). In order to make the performance indicators more comparable between the two cities we performed risk adjustment in two alternative ways. First, we adjusted, using standard patient covariates, age (in 5-year intervals), gender, year of admission, and ICD-10 type of fracture as control variables (model M1). Second, we also included the previous 90-day use of services (hospital care, institutional care, and home help services), education, and income as control variables (model M2). Results (Table 1) are presented as marginal unadjusted and adjusted effects from appropriate regression models: logistic for dichotomous

performance indicators, negative binomial for number of visits and LOS, and gamma models for costs. For dichotomous performance indicators (mortality, indicators on whether discharged to home or institutionalised), the marginal effect describes the difference between Oslo and Helsinki in percentage points, whereas in other indicators the differences are given in units (hospital days, visits and Euros).

The effects of the Coordination Reform were analysed by describing time trends in performance indicators and using the difference-in-difference (DID) method. The DID estimates were also estimated without other covariates (unadjusted) and adjusting using the two above-mentioned risk adjustment models (except year of admission). As a sensitivity analysis, we combined DID with propensity score matching on the two sets of risk adjustment variables and bootstrapped standard errors. Results (Table 2) are presented as unadjusted and adjusted marginal effects describing the difference in the performance indicators before and after the reform between the cities.

## Results

### Comparison of baseline performance 2009–2011

Before the Coordination Reform, the LOS of the first hospital stay (the surgery admission) was about 3 days longer in Oslo than in Helsinki, while the LOS for the first institutional episode was about 5–6 days shorter (Table 1, adjusted figures). In Oslo, patients were discharged to home somewhat earlier than in Helsinki; and after 90 days the rate for a permanent discharge to home was 4–8 percentage points higher than in Helsinki. However, patients discharged to home in Oslo more often received municipal home help services (practical assistance or home nursing) than did patients in Helsinki, even after adjusting for the use of home services before the index day (Model M2).

There were also differences in the use of ambulatory and primary care services. After a hip fracture, the annual number of GP visits was about 1 visit per patient higher in Oslo than in Helsinki, whereas the number of outpatient visits in hospitals and to specialists was about 3–4 visits more per patient in Helsinki than in Oslo. The share of patients being institutionalised within 90 days was 3–6 percentage points lower in Oslo than in Helsinki, while in the one-year follow-up there were no differences between the cities (Table 1).

Because costs are higher in acute hospital inpatient care than for nursing homes and other inpatient care, cost differences between the two cities for the first institutional episode were not significantly different (except model M2) even though the LOS for the first institutional episode was significantly higher in Helsinki.

The city differences in the one-year cost varied according to variables used for risk adjustment: when previous use of services and socioeconomic status were controlled for, the one-year costs were 4800 EUR (over 10%) lower in Oslo than in Helsinki. Also, age-, sex-, and type-of-fracture-adjusted costs were 2000 EUR lower in Oslo. In both cities, about 80% of the cost was devoted to inpatient care (Figure 1). The composition of cost varies: in Helsinki, the share of the total cost of all inpatient care (81.5% vs 79.7%) and of all outpatient visits (including other visits) (6.7% vs 2.2%) was higher, and the share of the total cost of home care was lower than in Oslo (11.9% vs 18.1%).

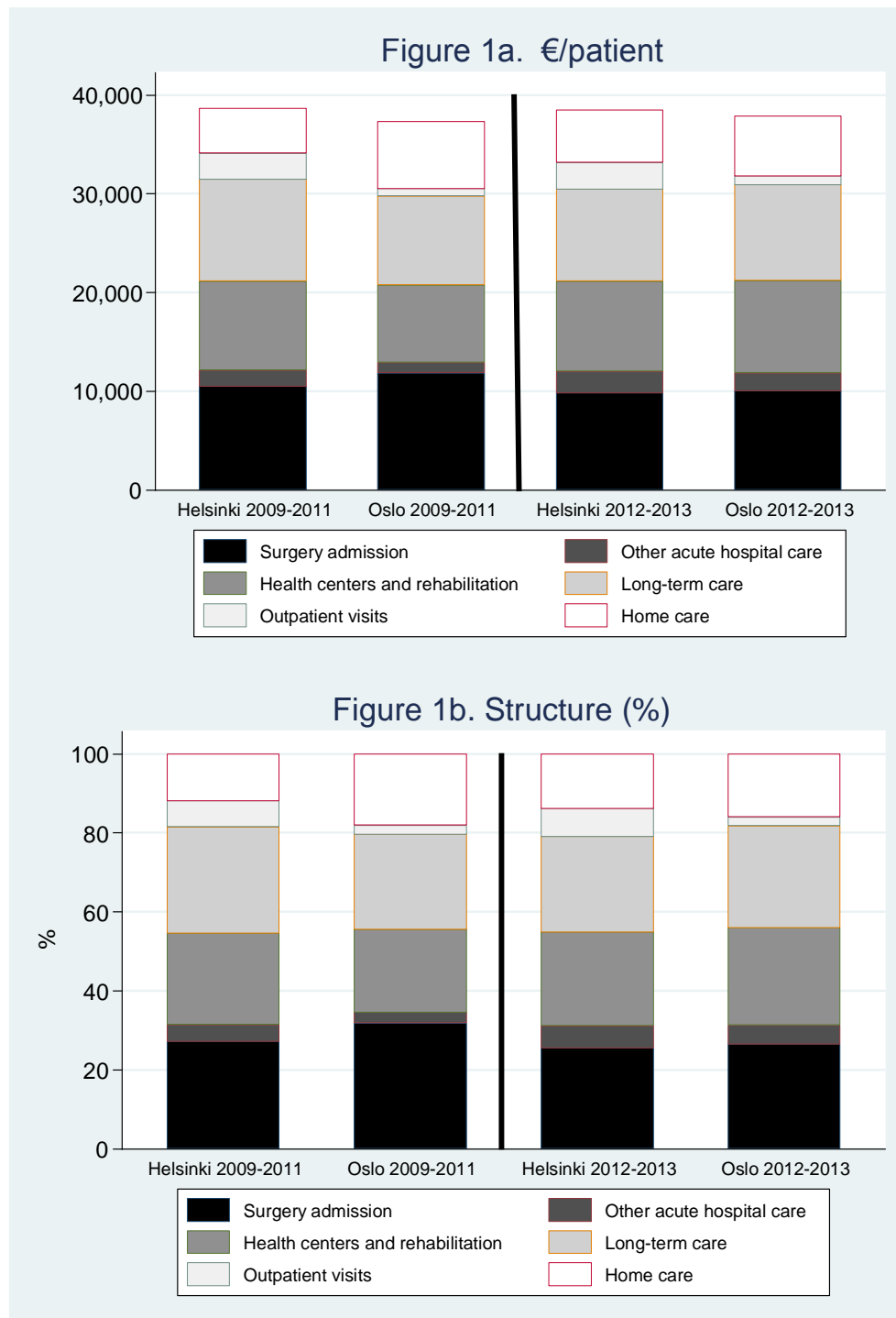
**Table 1. Marginal effects of Oslo indicator on performance variables, years 2009-2011\***

	Unadjusted		Adjusted (M1)		Adjusted ( M2)	
	Marginal effect	p-value	Marginal effect	p-value	Marginal effect	p-value
<b>Length of stay</b>						
Length of first acute hospital admission, days	3,4	0,000	3,3	0,000	3,0	0,000
Length of first institutional episode, days	-2,1	0,042	-4,8	0,000	-6,3	0,000
<b>Service use</b>						
Number of inpatient days, one year	-3,6	0,365	-13,3	0,001	-18,0	0,000
Number of GP visits, one year	1,8	0,000	1,4	0,000	0,9	0,000
Number of other health care visits, one year \$	-4,0	0,000	-3,7	0,000	-3,4	0,000
Number of home care visits, one year	48,9	0,000	51,3	0,000	19,8	0,003
<b>Emplacement</b>						
Share of patients discharged home (total ) within 90 days, percentage point	1,7	0,295	4,5	0,007	7,8	0,000
Share of patients discharged home (without help) within 90 days percentage point	-2,7	0,113	-0,1	0,978	-6,0	0,001
Share of patients institutionalised (90 days), percentage point	-2,0	0,141	-3,3	0,007	-5,7	0,000
Share of patients institutionalised (one year), percentage point	0,3	0,779	-0,3	0,635	-1,2	0,111
<b>Cost</b>						
Cost of first institutional episode, €	274	0,307	-287	0,263	-689	0,009
One year cost, €	87	0,932	-1981	0,043	-4835	0,000
<b>Mortality</b>						
30- day mortality, percentage point	-2,0	0,009	-2,3	0,001	-2,4	0,001
90-day mortality, percentage point	-0,7	0,554	-1,5	0,144	-2,2	0,037
One-year mortality, percentage point	0,4	0,772	-1,1	0,421	-2,0	0,178

\* n<sub>helsinki</sub>=1526; n<sub>oslo</sub>=1779

\$ Visits to specialist, emergency and outpatient departments of hospitals





The 30-day mortality was about 2 percentage points higher in Helsinki, but there were no clear differences between the cities in 90-day and one-year mortality, except in 90-day mortality with an adjustment for a full set of variables (M2), in which case mortality was 2 percentage points higher in Helsinki than in Oslo.

### Evaluation of the Coordination Reform

Our evaluation of the Coordination Reform is based on interpretations of the descriptive time trends presented in Figure 2 as well as the DID results presented in Table 2.

**Table 2. Difference-in-difference estimates of coordination reform**

	Unadjusted		Adjusted (M1)				Adjusted (M2)			
			Basic		With propensity matching and bootstrapping		Basic		With propensity matching and bootstrapping	
	DID estimate	p-value	DID estimate	p-value	DID estimate	p-value	DID estimate	p-value	DID estimate	p-value
<b>Length of stay</b>										
Length of first acute hospital admission, days	-2,3	0,000	-2,3	0,000	-2,3	0,000	-2,2	0,000	-2,2	0,000
Length of first institutional episode, days	4,4	0,004	5,3	0,000	5,7	0,000	6,3	0,000	5,3	0,007
<b>Service use</b>										
Number of inpatient days, one year	8,8	0,163	11,1	0,069	11,7	0,061	16,7	0,003	10,0	0,197
Number of GP visits, one year	0,8	0,023	0,7	0,042	0,8	0,014	0,4	0,189	0,7	0,060
Number of other health care visits, one year	-0,2	0,720	-0,3	0,572	-0,4	0,447	-0,3	0,486	-0,4	0,388
Number of home care visits, one year	-31,9	0,009	-29,0	0,016	-29,6	0,014	-19,6	0,086	-24,2	0,142
<b>Emplacement</b>										
Share of patients discharged home (total )within 90 days, percentage point	-6,6	0,006	-7,3	0,001	-7,8	0,002	-9,1	0,000	-7,3	0,017
Share of patients discharged home (without help) within 90 days, percentage point	-3,0	0,229	-4,1	0,072	-4,6	0,065	-7,0	0,001	-5,5	0,062
Share of patients institutionalised (90 days), percentage point	5,7	0,003	6,3	0,001	7,0	0,000	7,4	0,000	7,2	0,006
Share of patients institutionalised (one year), percentage point	2,9	0,058	3,2	0,038	3,6	0,022	4,0	0,006	2,5	0,183
<b>Cost</b>										
Cost of first hospital episode, €	436	0,251	654	0,070	737	0,053	914	0,008	680	0,146
One year cost, €	-14	0,993	568	0,714	684	0,672	2344	0,096	547	0,788
<b>Mortality</b>										
30-day mortality, percentage point	1,5	0,206	1,7	0,156	1,8	0,145	1,9	0,109	2,0	0,176
90-day mortality, percentage point	0,5	0,751	0,6	0,682	0,9	0,605	1,1	0,468	0,3	0,885
One-year mortality, percentage point	0,2	0,916	0,7	0,763	0,6	0,799	1,7	0,433	1,7	0,533

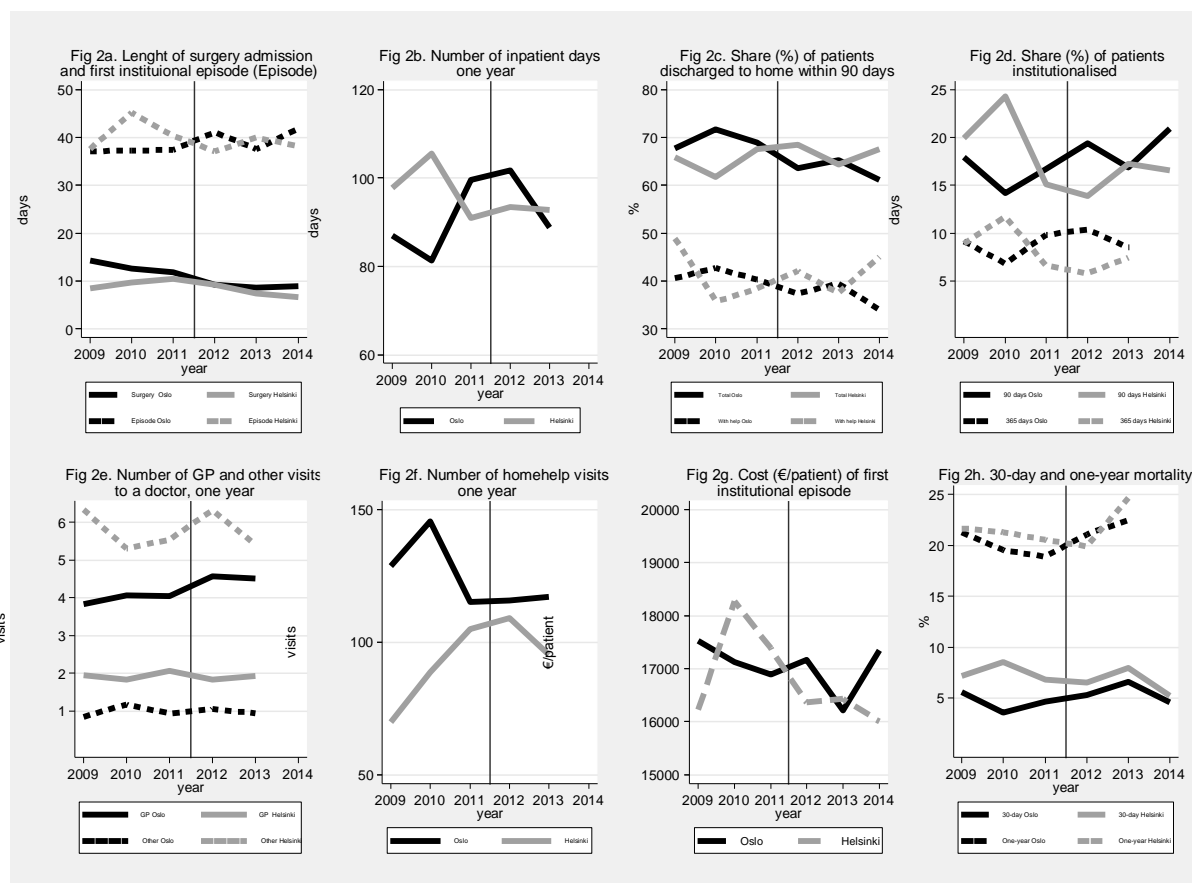


Figure 2. Trends in performance measures in Oslo and Helsinki: age, gender, and type of fracture, standardised figures

One of the main aims of the Coordination Reform of 2012 was to reduce the use of acute hospital care, and introducing the fee for bed blockers was one of the measures in this respect. As intended, the LOS of the first (acute) hospital episode decreased, in some cases by 4–5 days (depending on the type of risk adjustment), but a decreasing trend can also be observed in Helsinki (Figure 2a). Thus, the DID estimates (Table 2) show a smaller effect (2 days). Further indications of the effects of the fee for bed blockers can be found in Figure 2a, which indicates that abolishing the fee for bed blockers at the Helsinki University Hospital increased the LOS between the years 2009 and 2011.

However in Oslo, the LOS of the first institutional episode has increased (i.e., the small decrease in acute care was followed by an increase in other inpatient care) after the Reform, while in Helsinki it has been rather constant. The DID estimates show increases of 4–6 days in Oslo relative to Helsinki because of longer stays in Helsinki in 2010. The number of inpatient days during the first year after fracture had already increased in Oslo before the Reform and in 2013 were at the same level as in Helsinki (Figure 2b).

The share of patients institutionalised within 90 days of the index day increased in Oslo after the Coordination Reform (Figure 2d), but the positive DID estimates (6–7 percentage points) also reflect a decrease in the share in the share of institutionalised in Helsinki after 2010. Just as the number of inpatient days increased after one year, so too did the share of patients in institutions one year after hip fracture in Oslo in 2011. Again, the positive DID estimate is partly due to a high value in Helsinki before the Reform.

After the Coordination Reform, the share of overall discharges to home as well as of discharges to home without help decreased in Oslo by around 5 percentage points. The negative DID estimate (7–9 percentage points) for overall discharges to home reflects both a decrease in Oslo and an increase in Helsinki. The DID

estimate for discharges to home without help was smaller (3–7 percentage points), reflecting that the share in Helsinki was quite high in 2009 (Figure 2c).

The Coordination Reform seems to be associated with increased use of GP visits (which is consistent with the policy aims) but also seems to be associated with reduced use of home services because more patients were discharged to municipal institutions.

After the Reform, the cost of the first institutional episode decreased somewhat in Oslo in 2013, but increased in 2014 (Figure 2g). In Helsinki, there has been a decreasing trend since the year 2010. Risk-adjusted DID estimates are positive, but in most cases not significant. The effects of the Reform for the one-year cost were not significant. However, after the Reform, the differences in the cost composition between cities have changed. In Oslo, the cost share of all institutional care is even higher than in Helsinki (81.7% vs 79.2%), the cost share of home help services is almost at the same level (16.0% vs 13.8%), while the cost share of outpatient visits is still clearly lower (2.3% vs 7.0%) because of the high use of hospital outpatient services in Helsinki (Figure 1).

The differences in 30-day mortality between the cities have decreased, and the DID estimates indicate a non-significant increase in mortality after the Reform in Oslo relative to Helsinki (Table 2). As can be seen from Figure 2h, one-year mortality has increased somewhat in both cities during recent years.

## Conclusions

The main aim of the study was to evaluate whether different models of vertical integration were associated with the performance of the health care system and with the outcomes for hip fracture patients. We have been specifically interested in studying the effects of the Coordination Reform implemented in Oslo in 2012. As far as we know, this is the first international comparison where register data from primary and long-term-care services are linked with hospital discharge data and mortality registers.

Our baseline study from 2009 to 2011 demonstrated significant differences in the service structure across the two capital cities. Hip fracture patients in Oslo were more often at home with help than were hip fracture patients in Helsinki (30% vs 15%). The results indicate that hip fracture patients in Oslo had a longer stay in acute hospitals before the Reform. In addition, in Oslo (compared to Helsinki), the use of institutional care (including both hospitals and long-term-care institutions) was lower, the use of GPs was higher, and the use of outpatient services with specialists was lower, 30-day mortality was lower, and the share of patients discharged to home after 90 days was higher. Some of these results were sensitive to the risk-adjustment method. These results might indicate that there are more developed primary and home help services in Norway than in Finland. The results also indicate that financial integration, as is the case in Helsinki, did not guarantee lower use of resources.

The effects of the Coordination Reform have been seen as modest in preliminary analyses, with a reduction in hospital LOS as its main achievement, but also with non-significant increases in readmissions and stable mortality rates as notable achievements, too (Melberg and Hagen, 2016). The comparison with Helsinki gives a sharper picture. Although the Reform shortened the length of the first acute stay in hospital, it increased the length of the first institutional episode, demonstrating that the shorter hospital stays were more than compensated for by longer stays in long-term-care institutions. Our cost estimates did not show significant changes, indicating that the Coordination Reform's aim of reducing resource use in hospitals has been achieved. The reduction is, however compensated by increases in costs in other parts of the health care system, at least in the short run and for this specific group of patients.

The analyses of trends in short-term institutionalisation and in patients discharged to home after 90 days also showed less-desired results from a Norwegian perspective. The sharp reduction in hospital LOS has taken its toll in Oslo, and the municipality might not have been fully prepared for the increased care burden created by the reduction in hospital LOS. More generally, after the Reform, the performance differences between the two regions have decreased.

## Reference

Melberg, H. O. and Hagen, T. P. (2016). Liggetider og reinnleggelser i somatiske sykehus før og etter samhandlingsreformen. Tidsskrift for omsorgsforskning, (2), 143-58.

# Erityisryhmille kohdennettujen sosiaalisten toimintamallien kustannusvaikuttavuus: PROMEQ-hankkeen interventioiden taloudellinen arviointi

Jan Klavus, Leena Forma, Jussi Partanen, Pekka Rissanen

Tampereen yliopisto, terveystieteiden yksikkö

## Tausta

Osana Suomen Akatemian PROMEQ-hanketta arvioitiin haavoittuvassa asemassa olevien ihmisryhmien erityistarpeisiin suunniteltujen sosiaalipalvelujen ja toimintamallien kustannusvaikuttavuutta. PROMEQ-hankkeen kohderyhmät ovat: 1) pitkäaikaistyöttömät 2) koulutuksen ja työelämän ulkopuolella olevat nuoret 3) yksin kotona asuvat ikäihmiset ja 4) vastikään oleskeluluvan saaneet maahanmuuttajat. Hankkeen tavoitteena on kehittää vaikuttavia menetelmiä ja toimintamalleja näiden väestöryhmien hyvinvoinnin ja terveyden edistämiseksi. Lisäksi tavoitteena on integroida sosiaali- ja terveyspalvelut tiiviimmin osaksi julkisen, yksityisen ja vapaaehtoisen sektorin yhteistyötä.

Tässä tutkimuksessa tarkasteltiin koulutuksen ja työelämän ulkopuolella oleville nuorille, pitkäaikaistyöttömille ja ikäihmisille suunnattujen sosiaalisten interventioiden kustannusvaikuttavuutta. Maahanmuuttajien aineistoon liittyvien ongelmien vuoksi kustannusvaikuttavuuden analyysi on toistaiseksi osoittautunut haasteelliseksi.

Tutkimuksella haettiin vastausta kysymykseen: olivatko hankkeessa toteutetut interventiot kustannusvaikuttavia verrattuna tavanomaisiin terveys- ja sosiaalipalveluihin?

## Aineisto ja menetelmät

Aineiston keruussa käytettiin kyselytutkimusta, kansallisia rekistereitä ja digitaalisia aineistonkeruun menetelmiä. Kyselylomakkeiden sisältö muokattiin kohderyhmien taustoja ja erityistarpeita vastaaviksi, mutta terveys- ja sosiaalipalvelujen käyttöön ja elämänlaatuun liittyvissä tutkimusosioissa noudatettiin yhdenmukaista rakennetta. Tiedonkeruun ensimmäisessä vaiheessa (baseline) tiedusteltiin terveys- ja sosiaalipalvelujen käyttöä ja elämänlaatua edeltävän 12 kuukauden ajalta. Toisessa vaiheessa (follow-up) tutkimukseen osallistuneet henkilöt satunnaistettiin kahteen ryhmään (interventio- ja verrokkiryhmä), joiden osalta tiedonkeruu toistettiin 6 kuukauden kuluttua ensimmäisestä tiedonkeruusta.

Terveys- ja sosiaalipalvelujen käyttömäärätiedot muunnettiin euromääräisiksi kustannuksiksi käyttämällä valtakunnallisia yksikkökustannustietoja ja diskontattiin vuoden 2017 tasoon julkisten palvelujen hintaindeksillä.

Interventioiden vaikuttavuutta arvioitiin WHOQOL-BREF, EUROHIS8, CAPABILITIES (pystyvyys) ja UCLA (yksinäisyys) -indikaattoreilla. Hankkeen tutkimusryhmissä arvioitiin, mitkä vaikuttavuusindikaattorit soveltuivat parhaiten mittaamaan interventiolla tavoiteltavia vaikutuksia kohderyhmien hyvinvoinnissa ja elämänlaadussa.

Kustannusvaikuttavuutta arvioitiin inkrementaalisella kustannusvaikuttavuussuhteella (ICER), kustannusvaikuttavuustasoilla ja kustannusten hyväksyttävyysskuvaajilla (tässä tiivistelmässä esitetään vain ICER-tulokset, muu tulost materiaali on saatavissa kirjoittajilta). Kustannusvaikuttavuusanalyysiin sisältyvää tilastollista epävarmuutta (satunnaisvaihtelu) estimoitiin epäparametrisella simulointimenetelmällä (bootstrap), jossa alkuperäisestä aineistosta muodostettiin 5 000 uusintaotosta, joista kustakin laskettiin ICER-pistearvo.

## Tulokset

### Koulutuksen ja työelämän ulkopuolella olevat nuoret

Nuorten (16-30 vuotta) kohderyhmän interventio toteutettiin internetpohjaisena vertaisryhmätoimintana, jonka tarkoituksena oli tarjota anonyymi keskustelualusta vertaisryhmän jäsenille. Vertaisryhmätoimintaa ylläpitivät kunnan sosiaalityöntekijät ja ryhmätoimintaa täydennettiin kahdenkeskisillä henkilökohtaisilla tapaamisilla. Verrokkiryhmä jatkoi tavanomaisten terveys- ja sosiaalipalvelujen piirissä.

Interventio ei osoittautunut vaikuttavaksi tarkastelluilla WHOQOL-BREF-indikaattorin ulottuvuuksilla, eikä UCLA (yksinäisyys)- indikaattorilla (Taulukko 1). Kuuden kuukauden seurannassa elämänlaatu laski näiden indikaattorien osalta sekä interventio- että verrokkiryhmässä. Vähäistä myönteistä kehitystä interventioryhmässä tapahtui CAPABILITIES (pystyvyys)-indikaattorin suhteen, mutta muutos ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Interventioryhmän inkrementaaliset kustannukset olivat 1 840 euroa. Internetpohjainen vertaisryhmätoiminta ei osoittautunut kustannusvaikuttavaksi millään maksuhalukkuuden tasolla (erehdyksen todennäköisyys indikaattorista riippuen > 40 %).

**Taulukko 1. Vaikuttavuus ja inkrementaalinen kustannusvaikuttavuus (nuoret)**

Vaikuttavuus-indikaattori	Aikapiste	Interventio-ryhmä (n=39)	Verrokki-ryhmä (n=68)	p-arvo aika*ryhmä	Lisä-vaikuttavuus	Lisä-kustannukset	ICER
WHOQOL psyykkinen	Lähtötilanne 6 kk	46,69 43,81	53,91 51,65	0,170	-0,62	1839	-2966
WHOQOL sosiaalinen	Lähtötilanne 6 kk	56,84 49,57	65,0 63,3	0,036	-5,57	1839	-330
UCLA (yksinäisyys) <sup>1</sup>	Lähtötilanne 6 kk	25,73 26,97	24,86 25,77	0,595	-0,33	1839	-5573
CAPABILITIES (pystyvyys)	Lähtötilanne 6 kk	36,13 36,17	36,81 36,14	0,677	0,71	1839	2590

<sup>1</sup>Pienempi arvo osoittaa vähäisempää yksinäisyyden kokemusta

### Pitkäaikaistyöttömät

Pitkäaikaistyöttömien tutkimusaineisto satunnaistettiin interventioryhmään, joka osallistui työllistymistä edistävään monialaiseen yhteispalveluun (TYP-toiminta) ja vanhusten kotihoitopalveluna suoritettuun kuntouttavaan työtoimintaan sekä verrokkiryhmään, joka jatkoi normaalien terveys- ja sosiaalipalvelujen piirissä.

Kuuden kuukauden seurannassa interventioryhmän elämänlaatu parani sekä fyysisen että psyykkisen elämänlaadun (WHOQOL-BREF) osa-alueilla (Taulukko 2). Interventiolla oli vähäinen positiivinen vaikutus myös pystyvyyteen (CAPABILITIES). Verrokkiryhmän elämänlaatu heikkeni seuranta-aikana molemmilla elämänlaadun ulottuvuuksilla. EUROHIS8-indikaattorin tasoon interventiolla ei ollut vaikutusta. Intervention kustannukset mukaan lukien 940 euron inkrementaalisilla kustannuksilla saavutettiin 4.7 yksi-

kön parannus fyysisessä elämänlaadussa, jolloin yhden lisäyksikön kustannukseksi muodostui noin 200 euroa. Vastaava suhdeluku psyykkisessä elämänlaadussa oli noin 320 euroa ja pystyvyydessä 1 020 euroa. Kustannusvaikuttavuusanalyysiin sisältynyt satunnaisvaihtelu oli pienintä fyysisessä elämänlaadussa, kun taas psyykkiseen ja kykeneväisyyteen liittyvässä kustannusvaikuttavuudessa satunnaisvaihtelu oli mitta-kaavaltaan suurempaa. Pitkäaikaistyöttömille suunnatuilla interventioilla saavutettaisiin noin yhdeksänkymmenen prosentin todennäköisyydellä yhden lisäpisteen parannus fyysisessä elämänlaadussa, maksuhaluukkuuden ollessa noin 500 euroa.

**Taulukko 2. Vaikuttavuus ja inkrementaalinen kustannusvaikuttavuus (pitkäaikaistyöttömät)**

Vaikuttavuus-indikaattori	Aikapiste	Interventio-ryhmä (n=85)	Verrokki-ryhmä (n=77)	p-arvo aika*ryhmä	Lisä-kustannukset	Lisä-vaikuttavuus	ICER
WHOQOL fyysinen	Lähtötilanne	65,2	64,9				
	6 kk	67,3	62,3	0,009	940	4,66	202
WHOQOL psyykkinen	Lähtötilanne	61,1	60,7				
	6 kk	62,9	59,3	0,153	940	2,90	324
EUROHIS8	Lähtötilanne	3,5	3,4				
	6 kk	3,5	3,4	0,187	940	0,08	11750
CAPABILITIES (pystyvyys)	Lähtötilanne	36,4	34,2				
	6 kk	37,0	33,6	0,250	940	0,92	1022

## Ikäihmiset

Ikäihmisten (yli 65 vuotta) interventio toteutettiin ryhmäkohtaisena palveluohjauksena, jossa ikäihmisille tarjottiin kunnan palveluohjaajien koordinoimana erilaista sosiaalista kanssakäymistä sisältävää ryhmätöimintää.

Seuranta-aikana interventioryhmän sosiaalisessa elämänlaadussa (WHOQOL-BREF) tai yksinäisyyden kokemisessa (UCLA) ei tapahtunut muutosta (Taulukko 3). Verrokkiryhmässä sosiaalinen elämänlaatu heikkeni jonkin verran, jolloin tämän indikaattorin suhteen laskettu lisävaikuttavuus sai pistearvon 1.8. Interventiolla saavutettiin tavanomaisiin palveluihin verrattuna jonkin verran myönteisiä vaikutuksia ikäihmisten sosiaalisessa elämänlaadussa ja interventioryhmän seurannan jälkeiset kustannukset olivat alhaisemmat kuin verrokkiryhmässä (60 EUR). Muiden mitattujen vaikutusten osalta tämä interventio ei osoittanut hyväksyttävää kustannusvaikuttavuutta. Sosiaalisen elämänlaadun suhteen ryhmäkohtainen palveluohjaus olisi kustannusvaikuttavaa noin 20 prosentin erehtymisriskillä, jos maksuhalukkuus yhden lisävaikuttavuuspisteen saavuttamisesta olisi yli 600 euroa.



**Taulukko 3. Vaikuttavuus ja inkrementaalinen kustannusvaikuttavuus (ikäihmiset)**

Vaikuttavuus-indikaattori	Aikapiste	Interventio-ryhmä (n=183)	Verrokki-ryhmä (n=205)	p-arvo aika*ryhmä	Lisä-vaikuttavuus	Lisä-kustannukset	ICER
WHOQOL sosiaalinen	Lähtötilanne 6 kk	62,4 62,2	62,5 61,3	0,246	1,8	-61	-34
UCLA (yksinäisyys) <sup>1</sup>	Lähtötilanne 6 kk	24,5 23,6	23,6 22,8	0,333	-0,5	-61	122

<sup>1</sup>Pienempi arvo osoittaa vähäisempää yksinäisyyden kokemusta

## Johtopäätökset

PROMEQ-hankkeen kohderyhmittäin räätälöidyillä interventioilla saavutettiin paras vaikuttavuus pitkäaikaistyöttömien ryhmässä. Vaikuttavuus ilmeni selvimmin fyysisessä elämänlaadussa sekä jossain määrin myös psyykkisessä elämänlaadussa ja pystyvyydessä. Ikäihmisten interventio osoitti vähäistä vaikuttavuutta sosiaalisessa elämänlaadussa. Nämä toimintamallit olisivat kyseisillä elämänlaadun ulottuvuuksilla kustannusvaikuttavia maksuhalukkuuden ollessa tarpeeksi suuri. Nuorten kohderyhmän interventio ei saavuttanut hyväksyttävää kustannusvaikuttavuutta suhteessa tavanomaisiin terveys- ja sosiaalipalveluihin.

Selityksenä interventioiden joiltakin osin heikkoon vaikuttavuuteen saattaa olla se, että niiden suunnittelussa ei osattu tarpeeksi hyvin tunnistaa kohderyhmien erityistarpeita. Lisäksi joissakin kohderyhmissä interventioon osallistuneiden henkilöiden osallistumisaktiivisuus oli melko alhainen. Tämä oli ilmeistä varsinkin nuorten ryhmässä, jossa noin 30 prosenttia koehenkilöistä ei osallistunut internetyhteisön toimintaan kertaakaan tai vain yhden kerran. Muita mahdollisia syitä ovat kohtalaisen lyhyt seuranta-aika ja tutkimuksessa käytettyjen vaikuttavuusindikaattorien soveltumattomuus tämänkaltaisten interventioiden vaikutusten mittaamiseen. Tutkimuksen seuraavassa vaiheessa tehdään tähän liittyvää prosessiarviota, herkkyysanalyysia ja kustannusvaikuttavuutta tarkastellaan myös alaryhmätasolla.

# Kilpailutukset sosiaali- ja terveyspalveluissa – havaintoja Kelan kuntoutuksen kilpailutuksista

**Visa Pitkanen**

Kelan tutkimus, visa.pitkanen@kela.fi

## Tausta

### Kilpailutukset sosiaali- ja terveyspalveluissa

Johtuen julkisen sektorin rahoituspaineista ja väestön ikääntymisen tuomista haasteista, on useissa länsimaissa tehty politiikkatoimenpiteitä jotka ovat lisänneet tuottajien välistä kilpailua terveyspalveluissa (Propper ym. 2006). Yksi kilpailun muoto ovat julkiset hankinnat ja kilpailutukset. Kilpailutuksia käytetään sosiaali- ja terveyspalveluissa esimerkiksi valitsemaan palveluntuottajat jollekin maantieteelliselle alueelle (Barros ym. 2016). Myös Suomessa esimerkiksi useat kuntien järjestämät sosiaalipalvelut kuten asumispalvelut, tai sairaaloissa annosteltavat lääkkeet hankitaan säännöllisin väliajoin järjestettävillä kilpailutuksilla. Vaikka kilpailutukset ovat tärkeässä osassa palveluiden järjestämisessä, on erityisesti niihin liittyvä taloustieteen empiirinen tutkimuskirjallisuus vähäistä niin Suomessa kuin kansainvälisesti.

Kilpailutuksien keskeisin ominaisuus on niiden tuottama informaatio palveluiden hintatasosta ja siitä, mitkä tuottajat voivat tarjota palveluita halvimmillä hinnoilla (Chalkey & Malcomson 1996). Julkiset hankinnat toimivat usein erittäin tehokkaasti, mutta niiden suunnittelussa on syytä ottaa huomioon palveluiden ominaispiirteet (Klemperer 2002). Terveyspalveluiden markkinoille tyypillisiä piirteitä ovat epätäydelliset markkinaolosuhteet johtuen esimerkiksi epävarmuudesta ja epätäydellisestä informaatiosta (Arrow 1963). Myös sosiaali- ja terveydenhuollon palveluiden julkisiin hankintoihin liittyy omia erityispiirteitään.

Sosiaali- ja terveyspalveluiden kilpailutuksille tyypillistä on esimerkiksi se, että niissä hankitaan useita palveluntuottajia yhden voittajan sijaan. Lisäksi kilpailutuksia järjestetään säännöllisin väliajoin, sillä sopimuskaudet kestävät tyypillisesti muutaman vuoden. Usean tuottajan valitsemisella on McCombsin ja Christiansonin (1987) mukaan seuraavat kolme etua: Ensinnäkin, se lisää joustavuutta ja saatavuutta tilanteissa joissa tuottaja poistuu markkinoilta kesken sopimuskauden. Toiseksi, se saattaa lisätä kilpailutukseen osallistuvien tuottajien määrä, sillä sopimuksen saaminen on todennäköisempää. Kolmanneksi, se mahdollistaa asiakkaille laajemman valinnanvapauden mikä saattaa lisätä tuottajien laatukilpailua.

Usean tuottajan valitsemisella on toisaalta kolme mahdollista markkinoiden toimintaa heikentävää vaikutusta (McCombs & Christianson 1987): Ensinnäkin, alueilla joilla potentiaalisten tuottajien määrä on vähäinen, on tuottajilla vain pieni kannustin tarjota alhaista hintaa koska todennäköisyys jäädä valitsematta on pieni. Toiseksi, usean tuottajan valitseminen voi johtaa ns. haitalliseen valikoimiseen eli esimerkiksi tiettyjen asiakkaiden suosimiseen. Kolmanneksi, se saattaa vähentää joidenkin tuottajien odotuksia asiakasmäärästä ja toiminnan laajuuden höydyistä, mikä voi vähentää alhaisten hintatarjousten määrää.

Entä miten hyväksytyt tuottajat tulisi valita? Usein käytetty tapa on kapasiteettisääntö. Tämä edellyttää, että tuottajat ilmoittavat sitovan asiakaskapasiteetin. Valinnat voidaan tämän jälkeen tehdä esimerkiksi järjestämällä tuottajat niiden hinnan tai hinnan ja laadun yhteispisteiden perusteella, ja hyväksymällä niin monta tuottajaa, kunnes hankkijan tarvitsema kapasiteetti täyttyy. Tällöin kilpailutus varmistaa palveluiden saatavuuden ja markkinoiden kilpailullisuuden. Kuitenkin, mikäli mitään systemaattista hyväksymissääntöä ei käytetä, on tuottajilla McCombsin ja Christiansonin (1987) mukaan kannustin ”pelata” kilpailutuksessa: Ne voivat tarjota todellisia kustannuksia korkeamman hinnan, mikä johtaa yleisen palvelun hintatason nousuun. Tässä analyysissä tarjoan empiirisen esimerkin tämän ongelman kehittymisestä ja ratkaisemisesta.

## Kelan järjestämät vaativan lääkinällisen kuntoutuksen kilpailutukset

Kela järjestää ja rahoittaa vaativaa lääkinällistä kuntoutusta alle 65-vuotiaille henkilöille, joilla on vamman tai sairauden vuoksi huomattavia vaikeuksia selviytyä arjen toiminnaissa ja osallistua niihin. Keskityn tässä analyysissä vaativaan lääkinällisen fysioterapiapalveluun, joskin havainnot yleistyvät myös muihin terapiamuotoihin kuten puheterapiaan. Kuntoutuspalvelu on potilaalle maksutonta ja potilaat voivat valita palveluntuottajan Kelan hyväksymistä tuottajista. Tyypillisesti fysioterapiaa saadaan 45 tai 60 minuutin kerroissa, noin kaksi kertaa viikossa useiden vuosien ajan. Vuonna 2015 Kela järjesti palvelua 14756 potilaalle ja kokonaiskustannukset olivat noin 73,5 miljoonaa euroa (SVT 2016).

Kela hankkii palvelun yksityisiltä fysioterapiayrityksiltä käyttämällä kilpailutusta. Fysioterapian markkinat ovat yhden Suomen kilpailullisimmista terveydenhuollon markkinoista, sillä alalla toimi vuonna 2015 yhteensä 2632 yritystä, joiden liikevaihto oli 302 miljoonaa euroa. Samana vuonna Kela hankki vaativaa lääkinällistä fysioterapiaa 1253 tuottajalta. Siten 48% alan yrityksistä oli Kelan hyväksymiä tuottajia ja palvelu vastasi lähes neljäsosaa koko fysioterapia-alan liikevaihdosta. Muita suuria fysioterapiaa hankkivia organisaatioita ovat mm. kunnat, jotka käyttävät myös kilpailutusta tuottajia valitessaan.

Kelan vakuutuspiirit vastaavat palvelun järjestämisestä omalla alueellaan. Vakuutuspiirit ovat järjestäneet kilpailutukset yhtenäisin perustein ja samanaikaisesti vuosina 2003, 2006, 2010, 2014 ja 2018. Kilpailutuksissa tuottajat ovat tarjonneet hintaa 45 minuutin fysioterapialle sekä informoineet Kelaa laadustaan ja vuosittaisesta asiakaskapasiteetistaan. Vakuutuspiirit ovat pisteyttäneet minimivaatimukset täyttävien tuottajien hinnan ja laadun, painottaen molempia yleensä yhtä paljon. Tuottajat on listattu järjestykseen niiden hinta-laadupisteiden perusteella, ja laskettu kuinka monta tuottajaa tulisi valita, jotta vakuutuspiirissä olisi riittävä määrä asiakaspaikkoja suhteessa niiden tarpeeseen. Hyväksytyt sopimuksen tehneet tuottajat muodostavat kullekin sopimuskaudelle valintajoukon, ja niille maksettava käyntikorvaus perustuu hyväksytyyn hintatarjoukseen. Vuodesta 2006 alkaen kilpailutuksiin osallistuneet yritykset ovat myös saaneet kilpailutuksen jälkeen pisteytystaulukot, jotka ovat julkisia hankintadokumentteja.

Käytännössä vakuutuspiirit eivät kuitenkaan valinneet tuottajia perustuen alueelliseen tarpeeseen ja tuottajien kapasiteettiin vuosien 2003–2014 kilpailutuksissa. Vuonna 2006 vain viidessä vakuutuspiirissä (N=59) tehtiin vähintään yksi hylkäys, joita tehtiin yhteensä 11 tuottajan kohdalla. Vuonna 2010 kolme vakuutuspiiriä (N=29) hylkäsi yhteensä seitsemän tuottajaa ja vuonna 2014 kuusi vakuutuspiiriä (N=25) hylkäsi 28 tuottajaa.

Vakuutuspiireissä ei siis käytetty esimerkiksi kapasiteettiin perustuvaa hyväksymistapaa tuottajia valitessa. Perustuen Kelan toimihenkilöiden kanssa käytyihin keskusteluihin, tähän on neljä pääsyytä: Ensinnäkin, Kelalla on lain mukainen järjestämisvelvollisuus ja siksi vakuutuspiirit ovat halunneet varmistaa palveluiden saatavuuden myös harvaan asutuilla alueilla. Toiseksi, vakuutuspiireissä ei ollut tiukkaa budjettirajoitetta. Kolmanneksi, Kela on painottanut valinnanvapautta laajasta määrästä vaihtoehtoisia ja erikoistuneita palveluntuottajia. Viimeiseksi, mikäli enemmän tuottajia olisi tullut hylätyksi, olisi isompi osuus potilaita joutunut vaihtamaan tuottajansa. Vakuutuspiireissä tahdottiin välttää tämä tilanne, joka olisi johtanut suureen määrään hallinnollista työtä ja negatiivista palautetta.

Vuonna 2018 Kela muutti kilpailutukseen liittyviä käytäntöjään. Tuottajien hyväksymisperusteina olivat paitsi minimilaatuvaatimusten täyttäminen, mutta myös alueellinen tilastoituun potilasmäärään perustuva kapasiteetin tarve. Lisäksi tuottajia hyväksyttiin niiden alueellisen sijainnin perusteella. Muutoksilla pyrittiin lisäämään hintakilpailua tuottajien välille. Tarkastelen tässä analyysissä Kelan järjestämien fysioterapiakilpailutusten markkinoiden historiallista kehitystä ja vuoden 2018 kilpailutuksessa tehtyjen muutosten suoria vaikutuksia tuottajien hintatarjouksiin.

## Aineistot ja menetelmät

Tutkimusaineisto koostuu Kelan vakuutuspiirien järjestämien vaativan lääkinällisen fysioterapian kilpailutusten pisteytystaulukoista. Aineistot on kerätty vuosilta 2003, 2006, 2010, 2014 ja 2018, kattaen hintatie-

dot viidestä ja laatu- sekä kapasiteettitiedot neljästä viimeisimmästä kilpailutuksesta<sup>1</sup>. Vuosien 2003–2014 aineistosta on poistettu havainnot kahdesta vakuutuspiiristä, joissa kokeiltiin kiinteää hintaa vuonna 2010. Eri vuosien laatu- ja kapasiteettitiedot eivät ole vertailukelpoisia keskenään, mutta mahdollistavat hyväksytyjen ja hylättyjen tuottajien vertailemisen kussakin kilpailutuksessa. Tässä analyysissä havainnollistan tulokset kuvailevilla tilastollisilla tunnusluvuilla.

## Tulokset

Tutkimuksen tulokset on esitetty Taulukossa 1, jossa on kuvailtu vuosien 2003, 2006, 2010, 2014 ja 2018 tarjousten hinnat, laatu- ja kapasiteettitiedot hyväksytyjen ja hylättyjen tarjousten mukaan. Vuosien 2006, 2010 ja 2014 kilpailutuksissa hylättiin yhteensä 46 tuottajaa tarjouksen hinta-laatu- ja kapasiteettitiedojen perusteella. Hylättyjen tuottajien hintatarjoukset olivat keskimäärin korkeammat ja laatu- ja kapasiteettitiedot heikommät kuin hyväksytyjen. Hylätyksi tulivatkin vain muutamat yksittäiset liian huonoiksi koetut tarjoukset. Vuonna 2018 hylättyjä tarjouksia oli puolestaan 319, mikä johtuu alueelliseen kapasiteettiin ja tarpeeseen perustuvan hyväksymissäännön käyttöön ottamisesta.

**Taulukko 1. Tarjoukset vuosien 2003, 2006, 2010, 2014 ja 2018 kilpailutuksissa.**

Muuttuja	Hyväksytyt tuottajat					Hylätty tuottajat				
	N	Ka.	Kh.	Min	Max	N	Ka.	Kh.	Min	Max
<b>2003</b>										
Hinta (€)	1364	33.41	4.52	20	55	–	–	–	–	–
<b>2006</b>										
Hinta (€)	1369	39.13	5.82	21	71	11	41.95	8.00	30	55
Laatu	1283	67.13	12.06	28	103	11	58.18	16.58	24	78
Kapasiteetti	530	17.50	20.19	1	200	–	–	–	–	–
<b>2010</b>										
Hinta (€)	1195	47.54	7.62	28	99	7	54.07	10.22	35	68.5
Laatu	1195	80.46	13.63	31	104	7	68.29	16.01	44	84
Kapasiteetti	1195	33.77	43.40	1	420	7	40.14	67.95	5	192
<b>2014</b>										
Hinta (€)	1159	57.83	9.43	34	102.5	28	70.38	16.80	45	116
Laatu	1159	37.41	7.45	9	55	28	26.57	7.39	14	43
Kapasiteetti	1159	40.99	53.73	1	450	28	13.64	13.83	2	70
<b>2018</b>										
Hinta (€)	874	60.29	8.26	35	100	319	68.60	7.65	50	105
Laatu	874	44.82	9.03	0	51	319	38.58	14.38	0	50
Kapasiteetti	874	43.93	70.44	1	1000	319	40.11	68.45	1	760

<sup>1</sup> Vuoden 2003 aineisto sisältää vain hyväksytyjen tuottajien tietoja ja vuoden 2006 aineistosta puuttuu joitain laatu- ja kapasiteettitietoja. Vuoden 2018 aineisto puolestaan perustuu marraskuun 2018 lopussa julkaistuihin tietoihin, eikä sisällä esimerkiksi keväälle 2019 suunniteltua lasten ja nuorten fysioterapian lisähankinnan aineistoa. Hinnat koskevat 45-minuutin fysioterapiakertaa.

Uudistuksen vaikutukset näkyvät erityisesti tuottajien hintatarjouksissa. Vuonna 2003 hyväksytyjen tuottajien keskihinta oli noin 33 euroa. Keskimääräinen hyväksytty hinta on noussut tarjouskilpailusta toiseen, ja erityisesti hinnat nousivat vuosien 2010 ja 2014 kilpailutuksissa. Vuoden 2018 kilpailutuksessa hyväksytyjen tuottajien keskihinta oli noin 60 euroa, mikä on vain noin 2,5 euroa korkeampi kuin vuoden 2014 keskihinta. Myös hintatarjousten keskihajonta ja korkein hintatarjous kasvoivat aina vuoden 2018 kilpailutukseen saakka, jolloin nousu pysähtyi. Yhteenvetona voidaan todeta, että vuoden 2018 kilpailutuksessa tehdyt tuottajien hyväksymiseen liittyvät muutokset johtivat kilpailullisiin markkinahintoihin.

Lisäksi hyväksytyjen tuottajien keskimääräinen kapasiteetti on noussut tarjouskilpailusta toiseen. Vuoden 2014 kilpailutuksessa hyväksytyjen tuottajien kapasiteetti oli yhteensä noin 47500, eli noin kolminkertainen suhteessa vuosittaiseen asiakasmäärään. Vaikka vuoden 2018 kilpailutuksessa hyväksytyjen tuottajien määrä laski reilusti, on yhteenlaskettu kapasiteetti vuoden 2019 alussa noin 39400. Tämä vastaa yli kaksinkertaista määrää tarpeeseen nähden. Tuottajien keskimääräisen kapasiteetin kasvu antaa viitteitä niiden kasvusta, keskittymisestä vaatimaan lääkinälliseen kuntoutukseen ja toisaalta mahdollisesti trendinomaisesta ketjuuntumisesta. Vuoden 2018 kilpailutukseen osallistuneista tuottajista noin 35 prosenttia kuului ketjuun, jolla oli vähintään kaksi toimipistettä.

## Yhteenvedo ja johtopäätökset

Tässä analyysissä on käsitelty sosiaali- ja terveyspalveluiden kilpailuttamiseen liittyviä teoreettisia seikkoja, ja havainnollistettu joitain kilpailutuksiin liittyviä ongelmakohtia empiirisellä tarkastelulla liittyen Kelan järjestämiin vaativan lääkinällisen kuntoutuksen palveluihin. Havainnot ovat yleistettävissä myös muihin sosiaali- ja terveyspalveluihin, jotka järjestetään säännöllisillä julkisilla hankinnoilla. Analyysin päätuloksen mukaan alueelliseen palveluntarpeeseen ja tuottajien kapasiteettiin perustuva hyväksymissääntö luo kilpailulliset markkinaolosuhteet julkisissa terveyspalveluiden hankinnoissa. Mikäli hyväksymissääntöä ei ole käytössä, eivät kustannukset vastaa kilpailullisia olosuhteita. Tuottajilla on tällöin mahdollisuus tarjota niiden kustannuksia korkeampi hinta, jos hylkäämiseksi tuleminen riski on matala.

Julkisessa keskustelussa esitetään usein, ettei erityisesti vammaisten sosiaali- ja terveyspalveluihin liittyviä palveluita tulisi kilpailuttaa, sillä toistuvat kilpailutukset vaikeuttavat vammaisten ihmisten arkea (esim. Vammaisfoorumi ry). Huoli on aiheellinen, sillä tavoite kilpailullisista markkinoista on osin ristiriidassa hoidon jatkuvuuden kanssa. Mikäli kilpailuttaja valitsee tuottajat ilman systemaattista hyväksymisprosessia, nousevat hinnat kilpailullisen tason yläpuolelle. Kilpailulliset olosuhteet vaativat riittävän uhkan siitä, ettei tuottaja tulisi valituksi. Sopimuksetta jäävän tuottajan potilaat joutuvat tässä tapauksessa vaihtamaan palveluntuottajaansa, mikä voi katkaista joissain palveluissa vuosia kestäneen hoitoketjun ja vaikeuttaa ihmisten arkea merkittävästi. Vaihtoehtona kilpailuttamiselle ovat esimerkiksi kiinteä hinta tai suorat hintaneuvottelut tuottajien kanssa. Nämä keinot voisivat mahdollistaa jatkuvat hoitosuhteet kilpailuttamista paremmin.

## Lähteet

- Arrow K. 1963. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *The American Economic Review* 53: 941–973.
- Barros PP, Brouwer WBF, Thomson S, Varkevisser M. 2016. Competition among health care providers: helpful or harmful? *European Journal of Health Economics* 17: 229–233.
- Chalkley M, Malcomson HM. 1996. Contracts and competition in the N.H.S. In: Culyer AJ, Wagstaff A (Eds.), *Reforming health care systems: Experiments with the NHS*. Cheltenham, Edward Elgar: 65–87.
- Klemperer P. 2002. What really matters in auction design. *Journal of Economic Perspectives* 16: 169–189.
- McCombs JS, Christianson JB. 1987. Applying competitive bidding to health care. *Journal of Health Politics, Policy and Law* 12: 703–722.
- Propper C, Wilson D, Burgess S. 2006. Extending choice in English health care: The implications of the economic evidence. *Journal of Social Policy* 35: 537–557.
- SVT 2016. Kelan kuntoutustilasto 2015. [http://www.kela.fi/vuositilastot\\_kelan-kuntoutustilasto](http://www.kela.fi/vuositilastot_kelan-kuntoutustilasto)
- Vammaisfoorumi ry. Ei myytävänä! –kansalaisaloite. <http://www.eimyytavana.fi/>

# Yksityisten magneettikuvausmarkkinoiden muutos kilpailun näkökulmasta vuosina 2008–2017

Riina Hiltunen

Turun Kauppakorkeakoulu

## Tausta

Valmisteilla olevassa sote-uudistuksessa julkisen terveydenhuollon tuotantomarkkinat avataan osittain kilpailulle samalla, kun potilaan valinnanvapautta laajennetaan ja palvelujen järjestäminen siirretään kunnilta maakunnille. Kilpailuelementtien lisäämisellä tavoitellaan mm. palvelujen parempaa saatavuutta sekä parempia kustannustehokkuuden ja innovoinnin kannustimia (Brommels ym. 2016, ks. KKV 2016, HE 2018). Julkisella järjestäjällä on kriittinen rooli kilpailun ohjaajana ja tehtävä edellyttää laajaa ymmärrystä markkinoiden dynamiikasta.

Täydellisen kilpailun teorian mukaan markkinaehtoinen kilpailu toimii terveydenhuollossa puutteellisesti (Arrow 1963, McGuire 2000, Dranove ym. 2000 ja Dranove 2012). Kuitenkin kansainvälisten empiiristen tutkimusten mukaan niin sairaaloiden, kuin lääkäreiden välinen kilpailu johtaa yleisesti alhaisempiin hintoihin (Gaynor & Town 2012a & 2012b, Dunn & Shapiro 2014, Kessler & McClellan 2000, Dranove & Satterthwaite 2000) ja teknologiaintensiivisissä palveluissa myös nopeampaan uuden teknologian leviämiseen (Hillman ym. 1984, Hillman ym. 1985, Baker ja Wheeler 1998, Cutler ym. 2001, Forte ym. 2008, Hollingsworth ym. 2008, Karaca- Mandic ym. 2016). Lisäksi alan yritysten on kilpailtava myös lääkäreistä, mikä ilmenee vastaanotoilla esimerkiksi laiteinvestointeina (Devers & al. 2003).

Magneettikuvaus (MRI) on merkittävä yksityisen terveyden huollon toimiala: Vuonna 2015 arviolta joka viides kaikista 390 000 MRI:stä tehtiin yksityisellä sektorilla sairausvakuutuksen korvaamina. (STUK 2017, Suutari 2016, shv 2018.) Alalla on tapahtunut lisäksi huomattavaa teknologista kehittymistä: Vielä 15 vuotta sitten harvinaiset 1,5 teslan (T) laitteet ovat nykyään peruskalustoa ja myös tarkempi 3 T laitteisto on yleistynyt yksityisellä sektorilla (Koivikko 2017, shv 2018). Tämä tutkimus kuvailee lannerangan MRI-markkinoiden dynamiikkaa yksityissektorilla.

Tutkimuksen tavoitteena oli kuvata markkinarakenteen, hintojen ja teknologioiden kehitystä hyödyntäen sairaanhoitovakuutuksen (shv) korvausrekisteriä, joka mahdollistaa markkinadynamiikan empiirisen tutkimuksen. Tarkastelimme myös, millä alue- ja tuotemarkkinan rajauksella kilpailun tutkiminen on relevanttia. Kuvailevan tutkimuksen pohjalta arvioimme, oliko keskittynyt markkinarakenne yhteydessä MRI:n hintoihin ja uuden kuvausteknologian käyttöönottoon. Tutkimusta jatketaan yhteyksien tilastollisella mallintamisella, mutta jo markkinoiden dynamiikan kuvailulla on sovelluskohteita maakunnan järjestämistehävän toimeenpanossa.

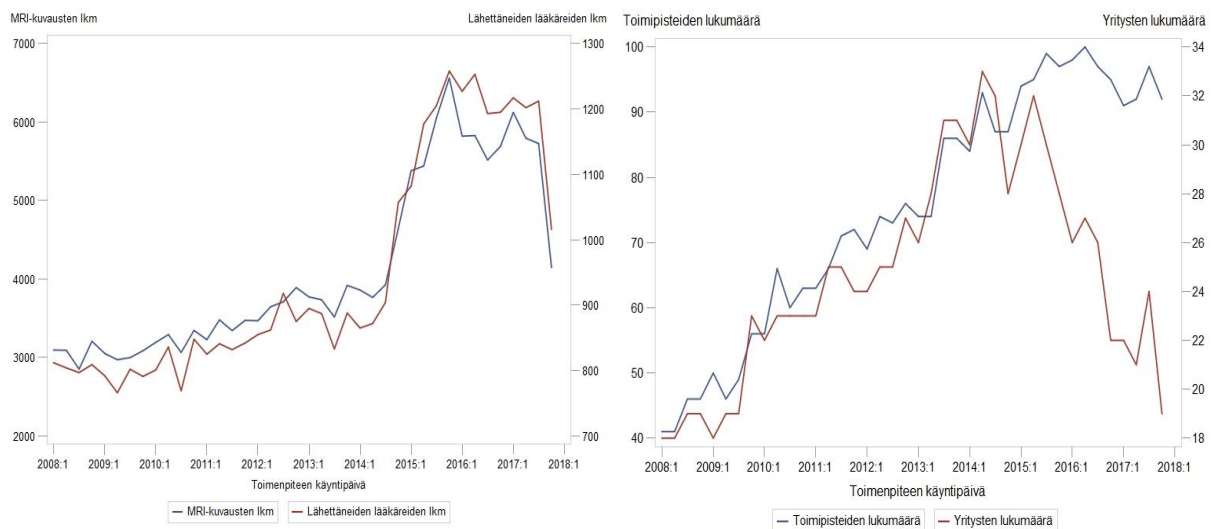
## Aineisto ja menetelmät

Tutkimusaineiston muodostivat kaikkien vuosina 2008–2017 shv-korvattujen yksityissektorilla tuotettujen lannerangan MRI:n tiedot: Kuvauksen laajuus ja tarkkuus (kuva 2) hinta- ja korvaustietoineen, potilaan sekä lähettäneen lääkärin ID-tunnus, heidän demografisia tietoja ja lääkärin erikoisala, toimipiste eli kuvauspaikka, sekä potilaan ja toimipisteen postinumero. Toimipisteiden yritys- tai konsernitason yhteydet lisättiin aineistoon käsin julkisista aineistoista.

Markkinoiden rakennetta kuvataan volyymien lisäksi markkinoiden keskittyneisyyden indeksillä,  $FTHHI_{x_i}$  (Kessler ja McClellan 2000). Indeksi laskettiin palveluntuottajien odotetuista markkinaosuuksista  $E(s_{ij})$ , jotka perustuvat potilaiden ja tuottajien välisiin etäisyyksiin (ks. Dunn ja Shapiro 2013, Dranove 2016). Indeksi lähestyy nollaa täysin hajautuneilla markkinoilla, ja monopolimarkkinoilla indeksi saa arvon yksi. Analyysissä käytetään SAS Enterprise Guide 9.3-ohjelmaa.

## Tulokset

Lannerangan MRI:n markkinat kasvoivat kaikin mittarein vuodesta 2008, mutta tarkastelujakson viimeiset kuusi vuosikvartaalia olivat lievästi laskusuhdanteisia. MRI-kuvausten määrä lähti vuoden 2014 lopulla kasvuun, ja enimmillään niitä tehtiin vuoden 2015 neljännellä kvartaalilla 6560. Kuvauksiin lähettäneiden lääkäreiden määrä kasvoi vastaavana aikana yli 350 lääkäriä ja huippukvartaalina (2015:4) lähetteitä kirjoitti 1258 lääkäriä. MRI:tä tarjoavien toimipisteiden määrä kasvoi 41:stä 100:aan vuoteen 2016 mennessä, minkä jälkeen määrä hieman laski. Kuvauksia tuottaneiden keskenään kilpailevien yritysten tai konsernien lukumäärä kasvoi ajalla 2008–2014 18:sta 33:een, minkä jälkeen yritysten lukumäärä laski jyrkästi takaisin 19:ään vuoteen 2018 mennessä. (Kuva 1.)

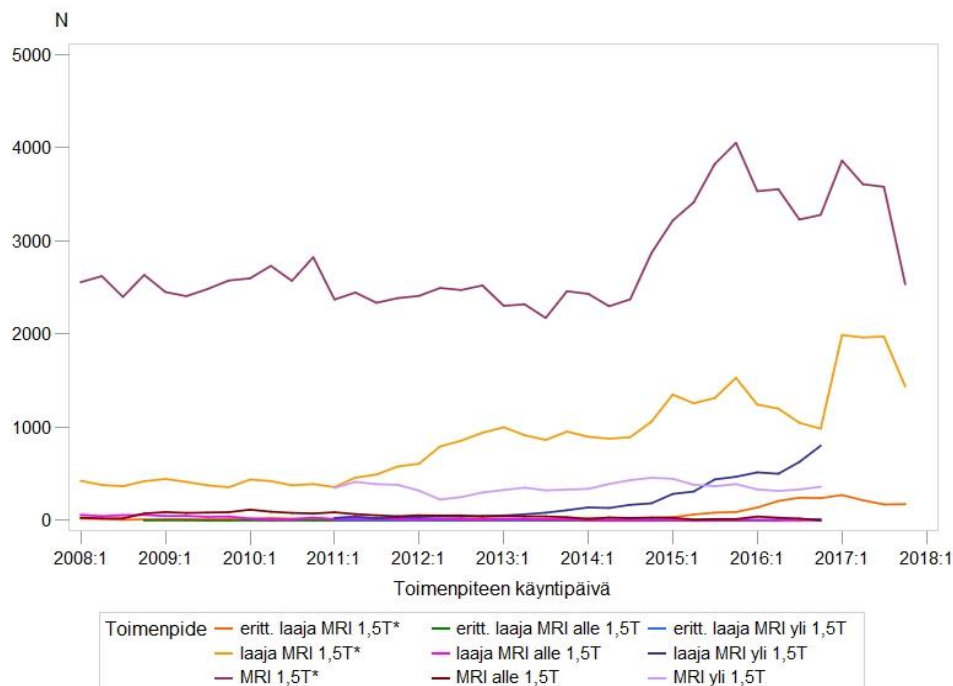


**Kuva 1. Markkinarakenteen kehitys lannerangan shv-korvattujen MRI-kuvausten, niihin lähettäneiden lääkäreiden sekä niitä tuottaneiden toimipisteiden ja yritysten lukumäärinä kvartaaleittain vuosina 2008–2017.**

Toimipisteessä tehtyjen MRI-kuvausten lukumäärä laski vuoden 2008 alun 63:sta vuoteen 2013 mennessä 40:een, mutta 2014 myös tämä suhdeluku kääntyi nousuun. Vuoden 2015 lopulla toimipisteessä tehtiin taas keskimäärin 64 kuvausta kvartaalissa.

Suurin osa lannerangan MRI-kuvista otettiin 1,5 T laitteella ja normaalilla kuvalaajuudella. Yli 1,5 T kuvausta tarjoavien toimipisteiden lukumäärä nousi 0:sta 16:een vuosina 2011–2016. Yli 1,5 T kuvausten lukumäärä käsitti 21 % kaikista kuvauksista vuoden 2016 lopussa (kuva 2).



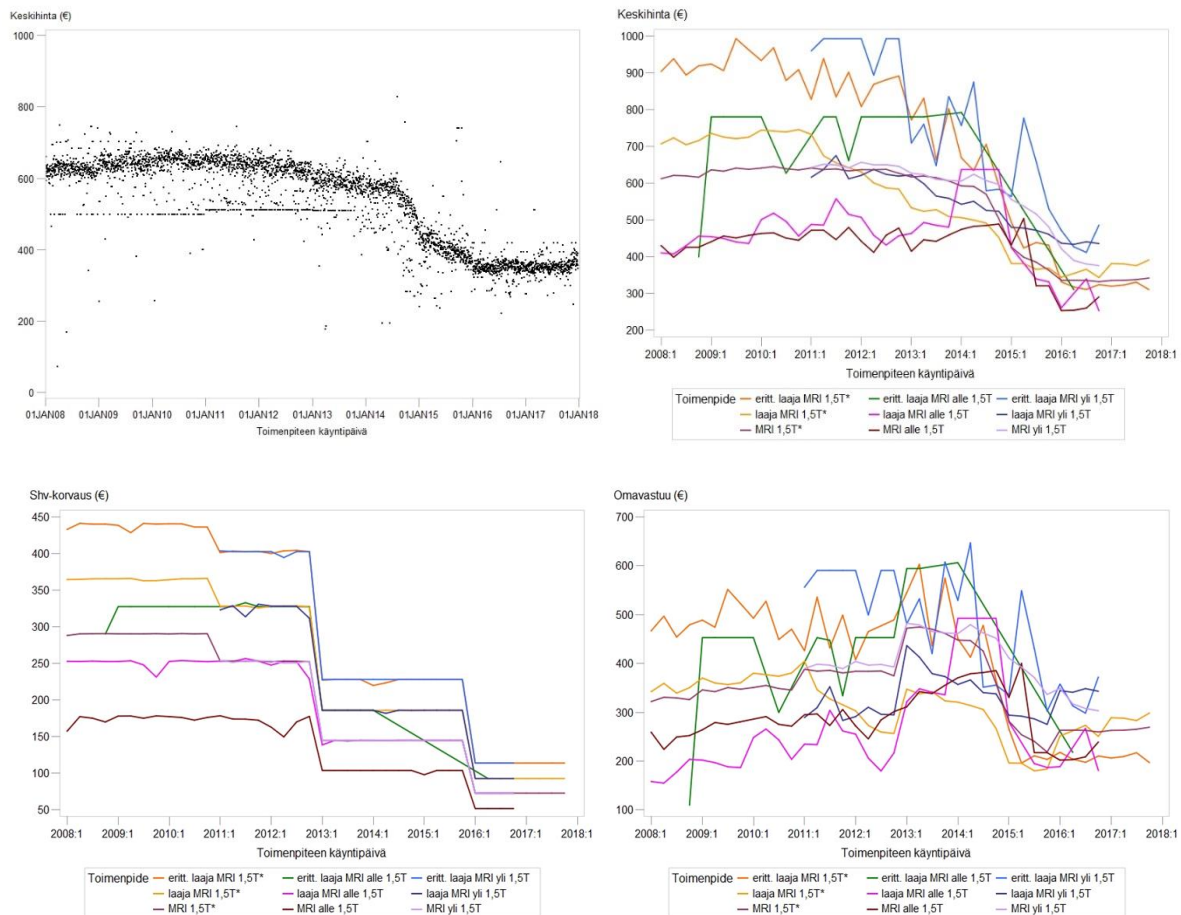


**Kuva 2. Shv-korvatut lannerangan MRI-kuvaukset toimenpiteittäin 2008–2017. \*Vuodesta 2017 alkaen kuvantamislaitetta ei ole nimetty korvauskoodissa, vaan kuvaus on luokiteltu vain MRI:ksi, laajaksi MRI:ksi tai erittäin laajaksi MRI:ksi.**

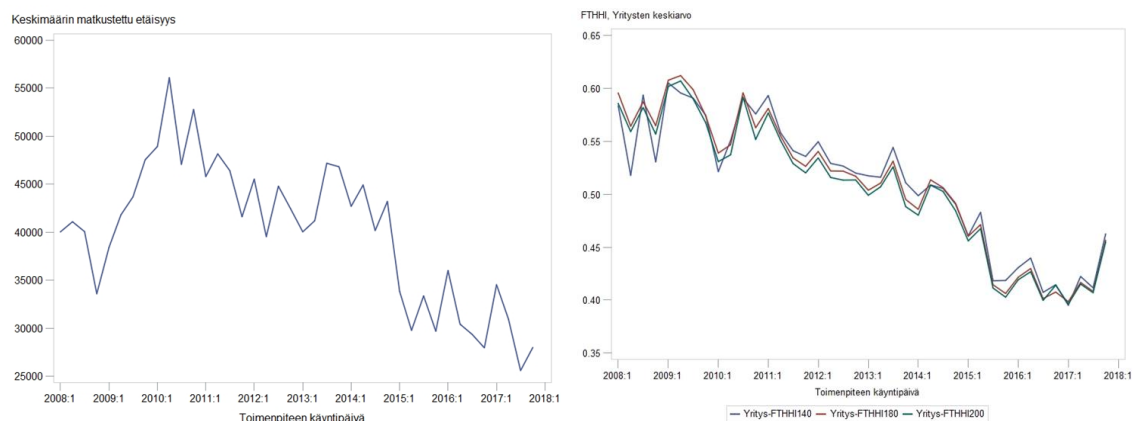
Lannerangan MRI-kuvausten keskihinta kasvoi noin 6 prosenttia 2010 vuoden alkuun, mutta siitä lähtien keskihinta pieneni. Vuoden 2014 lopulla hinnat pienenevät noin 12 prosenttia ja kokonaisuudessaan keskihinta laski 2010 alun 685 eurosta 373 euroon vuoden 2017 loppuun mennessä. Myös toimenpiteittäin tarkasteltuna kaikki hinnat laskivat tarkasteluajalla ja eri MRI-toimenpiteiden hintaero kaventui huomattavasti. Erityisesti vuoden 2013 shv-korvauksen leikkaus suurensi potilaan omavastuuosuutta useimmissa toimenpiteissä, ja samalla toimenpiteiden omavastuut lähentyivät toisiaan. (Kuva 3.)

MRI-kuvaukseen matkustettu etäisyys oli tarkasteluajana keskimäärin 38 km ja se laski vuoden 2010 huipusta (57 km) alle puoleen (26 km) vuoteen 2017 mennessä. Mediaani oli 15 km, 75-persentiili 41 km ja 95-persentiili 140 km (kuva 4).

FTHHI-indeksien laskenta edellyttää relevantin alue- ja tuotemarkkinan määrittelyä. Tuottajamarkkinan hajautuessa toisiaan lähentyneet MRI-hinnat ja omavastuut viittaavat siihen, että 9 eri toimenpidettä ovat substituutteja keskenään, joten luimme ne indeksien laskennassa samaksi relevantiksi tuotemarkkinaksi. Matkustusetäisyyksien perusteella laskimme FTHHI-indeksit 140, 180 ja 220 km säteen markkina-alueelle sisältäen n. 95 - 97 prosenttia toteutuneista matkustusetäisyyksistä. Myös FTHHI:n mukaan markkinarakenne oli tarkasteluajana keskimäärin hajautunut. FTHHI oli korkeimmillaan 2009 alussa 0,60 ja alimmillaan 2017 alussa 0,40, mutta indeksi nousi 2017 loppuun mennessä 0,46:een (kuva 4).

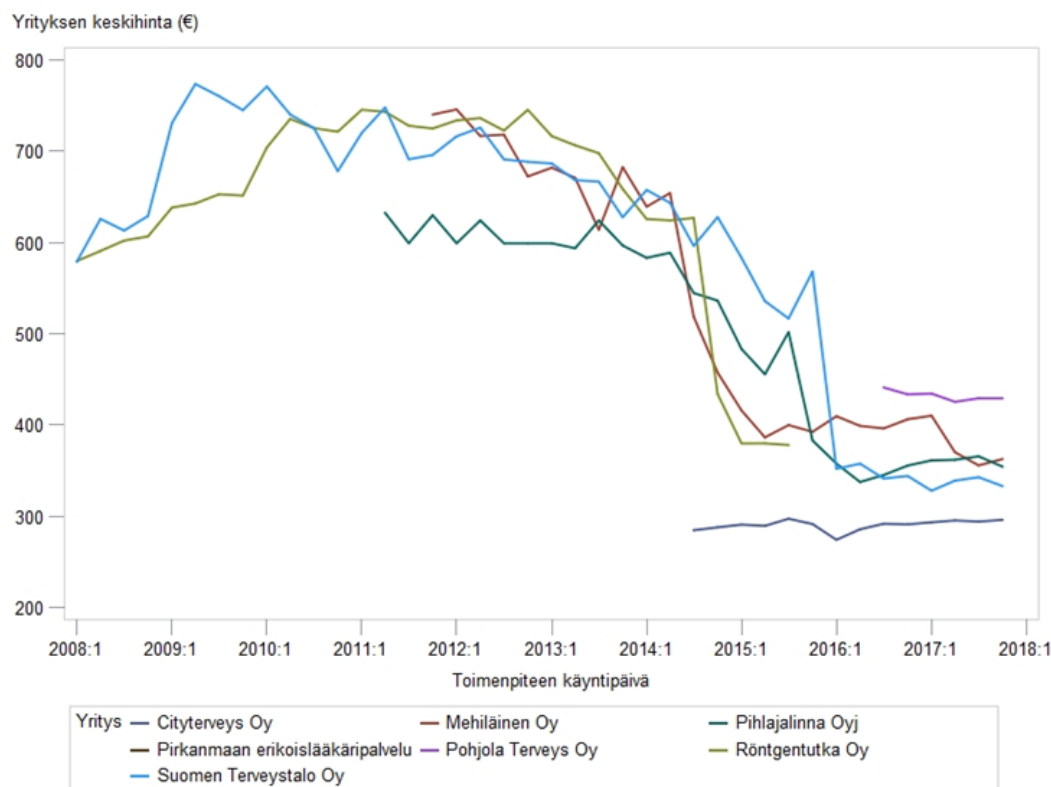


**Kuva 3. Päivän keskihinta kaikista lannerangan MRI-kuvauksista ja keskihinnat, korvaukset ja omavastuut toimenpiteittäin.**



**Kuva 4. Matkustusetäisyys ja yritysten FTHHI-indeksien keskiarvo, kun indeksi on laskettu 140, 180 ja 200 km:n säteellä.**

Vuonna 2014 uusi yritys, Cityterveys, saapui markkinoille uudella laisella liiketoimintamallilla ja huomattavasti kilpailijoita alhaisemmin hinnoin. Esimerkiksi Pirkanmaan sairaanhoitopiirin alueella Cityterveys valloitti 66 % markkinaosuuden heti markkinoille tullessaan, sillä sen hinta oli noin puolet muiden yritysten hinnoista. Vuoden 2016 alkuun mennessä Cityterveydellä oli jo 17 toimipistettä Suomessa (kuva 5).



Kuva 5: Cityterveyden markkinoille tulo ja yritysten markkinahinnat Pirkanmaalla.

## Yhteenveto ja johtopäätökset

Tulostemme mukaan MRI:n tarjonta lisääntyi tarkasteluajana merkittävästi: palvelua tuottavien toimipisteiden määrällä mitattuna tarjonta yli kaksinkertaistui ja myös kuvausten lukumäärä lähes kaksinkertaistui. Yritystenkin lukumäärä ensin lähes kaksinkertaistui uusien toimijoiden tullessa markkinoille, mutta 2014 alkaen yritysten määrä pieneni alalla tehtyjen lukuisien yrityskauppojen myötä. Keskittyneisyysindeksit kehittyivät myös tämän suuntaisesti: markkinarakenne ensin hajautui ja viimeisinä tarkasteluvuosina keskittyi, tosin vain hieman. Yrityskaupat toteutetaan tyypillisesti niillä maantieteellisillä alueilla, joilla kasvuhalukkaalla yrityksellä ei vielä ole liiketoimintaa, joten alueellinen markkinarakenne ei välttämättä keskity lainkaan yrityskaupan yhteydessä.

Kun markkinarakenne hajautui, kuvausten hinnat pääsääntöisesti laskivat ja markkinoiden hieman keskittyessä keskihintoissa oli lievää nousua tai ainakin vakiintumista. Tämä tukee kilpailun toimivuuden oletusta, jonka mukaan hajautuva markkinarakenne lisää kilpailun painetta ja johtaa alhaisempiin markkinahintoihin. Markkinarakenteen hajautuessa eri teknologian ja kuvalaajuuden MRI-toimenpiteiden hinta- ja omavastuuhaarukka lisäksi kaventui. Havaintomme perusteella lannerangan MRI-toimenpiteet lienevät läheisiä substituutteja, sillä kiristynyt kilpailu pakottaa substituuttien hintoja lähemmäs toisiaan. Epätäydellisen informaation markkinoilla kysyntä on herkkää sille tiedolle, mitä potilaalla on saatavilla ja yritykset esimerkiksi ilmoittavat potilaille hinnat, mutta vain harvoin kuvantamisessa käyttämänsä teknologian tai laajuuden. Kuvausteknologian investoinneilla saatetaankin houkutella potilaiden lisäksi myös osaavaa lääkärityövoimaa.

Kun kaikkia tuloksia tarkastellaan yhdessä, lannerangan MRI:n toimialalla erottui kaksi erilaista kehityskautta. Vuosina 2008–2014 toimialalle saapui paljon uusia yrityksiä ja toimipisteitä, mutta tuotantomäärät eivät kasvaneet samassa suhteessa. Hintataso pysytteli korkealla, mikä mahdollisti tehottoman tuotannon väliaikaisesti. Vuonna 2014 tapahtui käänne, kun Cityterveys tuli markkinoille skaalaetuja hyödyntävällä liiketoimintamallilla kilpailijoitaan alhaisemmin kustannuksin. MRI-kuvausten sekä niihin lähettävien lääkäreiden määrä kääntyivät huomattavaan nousuun. Vaikuttaakin siltä, että Cityterveys tavoitti palveluil-

laan uutta asiakaskuntaa sellaisten lääkäreiden vastaanotoilta, joilta potilaat olivat aiemmin lähetetty julkiselle sektorille. Cityterveyttä seuraten myös alan muut yritykset laskivat hintoja, uusien toimipisteiden perustaminen väheni, ja alalla ryhdyttiin toteuttamaan runsaasti yrityskauppoja. Nämä saattavat olla kirsittyneen kilpailutilanteen seurauksia.

Kuvailevan analyysin pohjalta jatkamme tutkimustamme olettaen yhä, että yritysten välinen kilpailu on relevantti kilpailun taso, joka vaikuttaa MRI-hintoihin ja uuden teknologian leviämiseen. Tässä vaiheessa kuvailussa käytettiin suurelta osin koko maan keskiarvolukuja, mutta jatkotutkimuksessa kilpailun paikallisuus otetaan huomioon (Kleiner ym. 2012). Digitalisoitumisesta huolimatta kilpailu on paikallista ainakin niin kauan, kun fyysinen kontakti on välttämätön, kuten MRI:ssä. Jatkamme tutkimusta mallintamalla, laskevatko hinnat ja otetaanko uusi teknologia nopeammin käyttöön, kun kilpailun paine kasvaa.

## Lähteet

- Arrow, J.K. (1963) Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care. *The American Economic Review*, 53(5), 941-973. <http://www.jstor.org/stable/1812044>
- Baker, L. C., & Wheeler, S. K. (1998). Managed care and technology diffusion: the case of MRI. *Health Affairs*, 17(5), pp. 195-207. <http://search.proquest.com/printviewfile?accountid=14774>
- Brommels, M., Aronkytö, T., Kananoja, A., Lillrank, P. ja Reijula, K. (2016) Valinnanvapaus ja monikanavarahoituksen yksinkertaistaminen sosiaali- ja terveydenhuollossa, selvitysryhmän väliraportti 15.3.2016 Sosiaali- ja terveystieteiden ministeriön raportteja ja muistioita 2016:18.
- Cutler, D. M., & McClellan, M. (2001). Is technological change in medicine worth it? *Health affairs*, 20(5), pp. 11-29. <http://content.healthaffairs.org/content/20/5/11.full>.
- Devers, K. & Brewster, L. & Casalino, L.: Changes in hospital competitive strategy: a new medical arms race? *Health services research* 38 (2003): 1p2. 447-469.
- Dranove, D. & Satterthwaite M. (2000) The industrial organization of Health care markets. In Culyer, Anthony & Newhouse, Joseph (edit.): *Handbook of Health Economics Vol 1*. Elsevier, pp. 1093-1139.
- Dranove, D., ja Ody, C. (2016). Evolving Measures of Provider Market Power. *American Journal of Health Economics*.
- Dunn, A. & Shapiro, A. (2014) Do physicians possess market power? *The Journal of Law and Economics* 571, pp. 159-193.
- Forte, M. L., B. A. Virnig, R. L. Kane, S. Durham, M. Bhandari, R. Feldman and M. F. Swiontkowski (2008) Geographic Variation in Device Use for Intertrochanteric Hip Fractures. *The Journal of Bone and Joint Surgery* 90 (4), pp. 691-9.
- Gaynor, M. & Robert T. (2012a) Competition in Health Care Markets. in Pauly, Mark & McGuire, Thomas & Barros, Pedro (toim.): *Handbook of Health Economics Vol 2*. Elsevier, pp. 499-637.
- Gaynor, M. & Robert, T. (2012b) The impact of hospital consolidation—Update. Robert Wood Johnson Foundation.
- HE (2018) Hallituksen esitys asiakkaan valinnanvapaudesta sosiaali- ja terveydenhuollossa, 2018. Saatavilla: <https://alueuudistus.fi/lakiesitys-3-2018>
- Hillman, B. J., J. D. Winkler, C. E. Phelps, J. Aroesty, and A. P. Williams (1984) Adoption and Diffusion of a New Imaging Technology: A Magnetic Resonance Imaging Prospective. *American Journal of Roentgenology* 143 (4), pp. 913-7. <http://www.ajronline.org/doi/pdf/10.2214/ajr.143.4.913>
- Hillman, A. L., and J. S. Schwartz (1985) The Adoption and Diffusion of CT and MRI in the United States: A Comparative Analysis. *Medical Care* 23 (11), pp. 1283-94. <http://www.jstor.org/stable/pdf/3765051.pdf?refreqid=excelsior:7596b40372d481b3c1af250affb6ff99>
- Hollingsworth, J. M., S. L. Krein, R. L. Dunn, J. S. Wolf Jr, and B. K. Hollenbeck (2008) Understanding Variation in the Adoption of a New Technology in Surgery. *Medical Care* 46 (4), pp. 366-71.
- Karaca- Mandic, P., Town, R. J., & Wilcock, A. (2016) The effect of physician and hospital market structure on medical technology diffusion. *Health services research*. <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1475-6773.12506/epdf>
- Kessler, D., ja McClellan, M. (2000) “Is Hospital Competition Socially Wasteful?” *The Quarterly Journal of Economics*, 115(2), pp. 577-615.
- Kleiner, S. & Lyons S. & White, W. (2012) Provider concentration in markets for physician services for patients with traditional Medicare- *Health Management, Policy and Innovation* 11, pp. 3-18.
- Koivikko M. (2017) Magneettikuvaus, quo vadis? *Duodecim* 133, p. 433-4.
- McGuire, T. G. (2000). Physician agency. *Handbook of Health Economics Vol 1*, toim. A.J. Culyer and J.P. Newhouse Elsevier., 1, 461-536.
- STUK (2017) Magneettitutkimus. <http://www.stuk.fi/aiheet/sateily-terveydenhuollossa/magneettitutkimus> Cited 9.5.2017.
- Suutari J. (2016) Radiologisten tutkimusten ja toimenpiteiden määrät vuonna 2015. STUK. <https://www.julkari.fi/bitstream/handle/10024/131372/stuk-b207.pdf?sequence=3>

# The role of family background and job displacement in the use of opioids

Petri Böckerman<sup>1</sup>, Mika Haapanen<sup>2</sup>, Hannu Karhunen<sup>3</sup> and Terhi Maczulskij<sup>4</sup>

<sup>1</sup> Corresponding author. University of Jyväskylä, Labour Institute for Economic Research and IZA.

<sup>2</sup>University of Jyväskylä

<sup>3</sup>Labour Institute for Economic Research

<sup>4</sup>Labour Institute for Economic Research

## Abstract

This paper examines the effects of family background and unemployment experience on opioid use in Finland. We seek to understand the potential roles of both socioeconomic factors and occupational restructuring in the global opioid epidemic. We measure involuntary job loss by using data on plant closures and mass lay-offs. We analyze these effects in the context of a Nordic welfare state where the access to opioid prescriptions has been restricted. The Finnish case is interesting more broadly because Finland is at the forefront of the global opioid epidemic. The clinical use of opioids has recently increased in Finland from a low base-level, and the use is now closer to the EU average level but is still at a much lower level than that of the US.

We combine various data sources. The core data from Statistics Finland include the universe of individuals who were born in Finland. Demographic and labor market information are available for the years 1975 and 1985, and then annually over the period 1987-2016. Parents are classified as: low educated if none of them have completed post-compulsory education; mid educated if either or both of the parents have completed a vocational degree but have not studied further; highly educated if at least one of the them has completed high school or a higher level of (tertiary) education. We have complete annual information on labour market outcomes (earnings and employment) that are used to identify labour market shocks. We maintain that a job loss can lead to opioid use, because prescription drugs are often used for self-medication. The data contain complete links between parents and children.

We use comprehensive information on all opioid prescriptions written by Finnish doctors. The data are based on the prescription register from the Social Insurance Institution of Finland. The register includes all opioid prescriptions dispensed at Finnish pharmacies and covered by the national health insurance scheme. The register records patient identifiers, the Anatomical Therapeutic Chemical (ATC) code of the prescription, the date of prescribing, the strength of the prescribed drug, and the dispensed number of defined daily doses (DDDs). ATC codes are used to identify opioids.

To measure parental mental health we use the hospital discharge register that is provided by the National Institute for Health and Welfare. The register includes all Finnish inpatient and outpatient discharges in public specialized health care for the population over the period 1969-2016. The discharge register records patient identifiers, the diagnosis (ICD10 code), and the date of discharge, among other facts. ICD10 codes are used to identify mental health problems.

Using combined data we estimate the effects of family background and parental mental health on opioid use among offspring. In particular, we are able to examine the interactions between parental mental health problems and labour market shocks on opioid use. We expect that individuals with poor mental health are particularly vulnerable to opioid use after facing a negative labour market shock. Our paper provides vital and policy-relevant information about the causes of the global opioid epidemic.

# The influence of the old-age retirement on health: Causal evidence from the Finnish register data

Tero Kuusi<sup>1</sup>, Pekka Martikainen<sup>2</sup>, Tarmo Valkonen<sup>1</sup>

<sup>1</sup>The Research Institute of the Finnish Economy [tarmo.valkonen@etla.fi](mailto:tarmo.valkonen@etla.fi). Pekka Martikainen: University of

<sup>2</sup>University of Helsinki

## Background

The current trend of declining old-age mortality rates has severely challenged the financial sustainability of the public pension schemes in almost all the Western countries. A yet unresolved question is how far the retirement ages can be increased without running into problems with the health of the elderly workers and retirees. This is an issue of both individual welfare and public finances. While finding answers has been a goal of a large literature, a great deal of uncertainty still covers the subject.

In this paper, our research agenda is two-fold. First, we provide new LATE estimates for health effects of retirement using the individual Finnish retirement and health registers. Second, we test the external validity of these results. The importance for the generalisation of the results raises from the observation that LATE typically identifies the treatment effects only for a minority of the retirees, which has weakened the policy relevance of the previous results.

Our individual register data allows us to identify pure transitions from full employment to retirement, where all the elements of the transition (not working, having more leisure and less income) are present. The framework is strengthened also by the fact that the earnings-related first pillar pension scheme, which we analyse, dictates in practise the retirement income and retirement decisions in Finland. 93 percent of the individuals working in the private sector until old age pension retired between lower and upper age limits of the flexible retirement window (62-67).

## Data and methodology

### Data

The data includes all prescriptions and contacts to public health care of the studied individuals. Therefore, we avoid the problems related to using self-assessed health. Influence of retirement on mental health is measured purchases of antidepressants, and impact of retirement on physical health by hospital days because of cardiovascular or musculoskeletal diseases.

In particular, we have collected on a linked register-based 11% random sample of the population residing in Finland at the end of each year between 2000-2012. The data originate from various registers covering the whole Finnish population. Sociodemographic data come from the Labour Market Data File maintained by Statistics Finland, hospital visits from the National Hospital Discharge Register held by the Finnish National Institute for Health and Welfare and information on purchases of medication from retail pharmacies from the Finnish National Prescription Register held by the National Social Insurance Institution.

Statistics Finland use personal identification numbers to combine data from different registers. The register holders have approved the use of the data for scientific research. Data linkage is approved by Statistics Finland's ethical committee and is performed using unique personal identification numbers and then anonymized for research purposes. Permission to use the data for research is granted by Statistics Finland (TK-53-1519-09).

We restrict our study population to individuals born between the years 1939-1950, aged 50-73 years in the period 2000-2012. Furthermore, we exclude individuals from the treatment group who (a) are not living in private households; (b) are not residing in Finland; or (c) the old-age retirement is preceded by period of disability, unemployment, or use of other routes out of employment, or if work is continued after receiving pension, (d) have not worked in the private sector. Restricting the study population to those living in private household in Finland is a natural choice. The conditions listed in (c) are set because of the aim to study old-age retirement from work. Public sector workers have been ruled out because of different retirement rules dominated in that sector during the study period.

Our total sample size is 1,148,465 observations. In the dataset there are 93,381 individuals. In total, 69,196 of them retire during the time period (33,182 men and 36,014 women). Furthermore, we isolate a treatment group that experience a clean transition to retirement according to our criteria. The treatment group includes 17,635 persons. Roughly half of the excluded persons have not worked in the private sector, while the rest of the exclusions are made due to the requirement to enter the retirement from employment.

We use annual indicator variables (0,1) for three different health outcomes. For each of the study years we assess the purchases of any antidepressant defined as Anatomical Therapeutic Chemical codes N06A, except tricyclic medication (N06AA). Hospital episodes are coded on the basis of the International Classification of Diseases 10th Revision. Cardiovascular diseases are defined as I00–I99 and musculoskeletal diseases as M00–M99.

Two indicators of socioeconomic status are used: occupational social class and individual taxable income. Occupational social class is based on the current main occupation before retirement and groups into seven categories: (1) upper non-manual, (2) lower non-manual independent work, (3) lower non-manual, routine work, (4) specialized manual work, (5) non-specialized manual work, (6) manual work with unspecified degree of specification (7) farmer, (8) Other entrepreneur, (9) student, and (10) unidentified. In the research, the treatment group excludes the small unidentified classes as well as students. Information on individual taxable income originated from the tax records and incorporated wages, capital income, and taxable income transfers. Income is divided into quintiles calculated for men and women jointly.

## Methodology

The impacts of retirement on health have been studied long in the public health literature. Two summarizing surveys, Maimaris et al. (2010) and van der Heide et al. (2013) found that retirement is good for mental health. Instead, the results of studies on cognitive skills, surveyed by Meng et al. (2017), or on physical health vary both with sign and intensity.

Health economists have joined the research tradition later and contributed by emphasising causal analysis performed using quasi-experimental designs and the related methods (regression discontinuity, differences-in-differences, and instrumental variables), see Charles (2004) and Heller-Sahlgren (2017). A replication study (Nishimura et al. 2017) found that the choice of statistical methods and cofounders has strong influence on the results.

We address the health-retirement endogeneity problem using instrumental variable (IV) approach. The lowest statutory eligibility age for full old-age pensions, 63 years, was a good predictor of the true retirement age in Finland during the studied period. Moreover, it is not likely that the statutory retirement age correlates with health. Therefore, the statutory retirement age is expected to provide a strong instrument for the true retirement year. Individual time-invariant fixed effects are also considered.

We also provide novel methodology to address the generality our results. One of the key challenges of the current retirement-health literature is that the IV methodology provides only the local average treatment effect (LATE) of the eligibility age. Typically, the first stages, i.e. the jump in the probability of retirement as a result of reaching the statutory age limit (the first stage) suggest that only minority of the population will comply with the rule. Our study is no exception. The increase in the probability of retirement because of reaching age 63 is at best around 30 %. Meanwhile, the majority of the retirements from work (ca. 68%) occur at the age between 62 and 64. Thus, being able to address the heterogeneity of the treatment effect in this region can considerably increase the generality of our results.



We test the heterogeneity of the marginal effects of retirement on our health variables in the different segments of the population. In particular, we construct two test statistics: (1) We compare the health outcomes at the year of retirement of those who retire at the age 62 and 63 (treated test statistics). (2) We compare the health outcomes at the age 62 and 63 of those who will retire at 63 and 64, correspondingly (untreated test statistics). If the two test statistics are equal, that is a sign of treatment homogeneity.

## Results

We found that retirement decreases the use of antidepressants, while the effect on the physical diseases is smaller and more diverse. While the aggregate impacts are relatively small, we report a lot of heterogeneity across socio-economic groups: A strong decline of the antidepressant use among the women and a decline in hospital episodes due to musculoskeletal diseases among the manual workers. The results for cardiovascular diseases were of similar sign, but not statistically significant in most groups.

We found some evidence against the homogeneous treatment hypothesis. Our general finding is that the homogeneity assumption can be rejected when comparing health outcomes far from the threshold, and if the time-invariant individual-level heterogeneity is not properly accounted for. Instead, at the age window [62,64] and after taking care of the time-invariant effects, we do not find evidence against treatment homogeneity in case of antidepressant use and hospital periods due to musculoskeletal diseases. Thus, our LATE results concerning these health outcomes can be generalized to the broader age window.

Having said that, we find some evidence suggesting that the effect of retirement on the cardiovascular hospital treatments has heterogeneity, even at the close age interval [62,64]. We find that the persons at 62 who retire at 62 are healthier than persons at 63 who retire at 63, when compared to their long-term average health. On the other hand, the persons who retire at the age of 63 are typically at 62 as healthy as persons aged 63 who retire at age 64. These findings suggest that there is selection to the retirement at the age 63, and that the selection effects are heterogeneous in a manner that may result to bias the effect of retirement. The effects of cardiovascular diseases would have been worse for the retirees at 63 irrespectively of the retirement when compared to those who continued working.

Finally, we address other typical problems of the model design. We estimate the short-term effect at the proximity of the retirement age, as well as, the longer-term average effect. We test the “placebo” influence of the age at the proximity of the statutory retirement age for persons that do not retire. Furthermore, we address selection by resorting to matching. We conclude that our results are not sensitive to these potential problems.

## Summary and conclusions

When a balance is sought between longer working careers and their effects on health, a pivotal question is how much individuals gain from retirement in terms of improved health as relative to continuing at work. We quantify the impact of retirement to health with comprehensive Finnish register data, which allows strict isolation of the transition from work to old-age pension and use of several diagnosis-based health indicators. Causal relationship is ensured by using individual fixed effect instrumental variable (FE-IV) estimation, which provides Local Average Treatment Effects (LATE). Our innovation is to check also the external validity of the results by using the test statistics provided by Brinch et al. (2017). We find that retirement sharply decreases the use of antidepressants, especially for women. The beneficial effects on the cardiovascular and musculoskeletal conditions, are smaller and more diffused among socioeconomic groups. External validity of the results, which is important for policy recommendations, is less obvious in case of cardiovascular diseases.

## Literature

- Brinch, C.N., Mogstad, M., Wiswall, M. (2017) Beyond LATE with a Discrete Instrument. *Journal of Political Economy*, vol. 125, no. 4.
- Charles K. K. (2004). "Is Retirement Depressing? Labor Force Inactivity and Psychological Well Being in Later Life." *Research in Labor Economics* 23:269–99.
- Heller-Sahlgren, G. (2017). Retirement blues. *Journal of Health Economics* 54 (2017) 66–78.
- Maimaris W., Hogan, H. and Lock, K. (2010). The impact of working beyond traditional retirement ages on mental health: implications for public health and welfare policy. *Public Health Rev.* 2010;32:532–548.
- Meng A., Nexø, M.A. and Borg V. (2017). The impact of retirement on age related cognitive decline - a systematic review. *BMC Geriatr.* Jul 21;17(1):160.
- Nishimura, Y., Oikawa, M. and Motegi, H. (2017). What Explains the Difference in the Effect of Retirement on Health?: Evidence from Global Aging Data. *Journal of Economic Surveys.* doi:10.1111/joes.12215
- van der Heide, I., van Rijn, R.M., Robroek, S.W.J., Burdorf, A. and Proper, K. (2013). Is retirement good for your health? A systematic review of longitudinal studies. *BMC Public Health* 2013, 13:1180.

# Vanhuspalvelulain vaikutus terveystalouden vuodeosaston pitkäaikaishoitoon ja kuntien sosiaali- ja terveyspalveluiden kokonaiskustannuksiin

Olli Halminen<sup>1</sup>, Miika Linna<sup>1</sup>, Teija Mikkola<sup>2</sup>, Jussi Keppo<sup>3</sup>

<sup>1</sup>HEMA-instituutti, Aalto-yliopisto

<sup>2</sup>Kuntaliitto

<sup>3</sup>National University of Singapore

## Taustaa

Vuonna 2012 säädettiin Laki ikääntyneen väestön toimintakyvyn tukemisesta sekä iäkkäiden sosiaali- ja terveyspalveluista (jäljempänä vanhuspalvelulaki). Lain heinäkuussa 2013 voimaantulleen 14 § mukaan ”pitkäaikainen hoito voidaan toteuttaa laitoshoidona vain, jos siihen on lääketieteelliset perusteet tai jos se on iäkkään henkilön arvokkaan elämän ja turvallisen hoidon kannalta muuten perusteltua”. Terveystalouden vuodeosasto ei lähtökohtaisesti ole ikääntyneen pitkäaikaishoitopaikka ilman lääketieteellistä perustetta, ja vuodeosastoilla pitkäaikaishoidossa olevien vanhusten määrää onkin pyritty laskemaan jo pitkään. Sosiaali- ja terveysministeriö on linjannut vähentämisen puolesta jo 1992. Määrä on ollut laskussa koko 2000-luvun, ja erityisesti vuonna 2008 annettu STM:n ja Kuntaliiton Laatusuositus hyvän ikääntymisen turvaamiseksi ja palvelujen parantamiseksi linjasi vahvasti terveystalouden pitkäaikaishoidon purkamisen puolesta (Taimio & Sinervo 2011).

Alueellisella sote-järjestelmällä viitataan kaikkeen yksittäisen rajatun maantieteellisen alueen (esim. kunta) asukkaille suunnattuun yksityisen ja julkisen puolen sosiaali- ja terveydenhuollon palvelutarjontaan. Tässä tutkimuksessa selvittämme sote-järjestelmätason kokonaiskäyttö- ja kustannusanalyysin avulla, onko vuonna 2013 voimaantunut vanhuspalvelulain 14 § vaikuttanut laskevasti terveystalouden vuodeosastojen pitkäaikaishoidon käyttöasteeseen ja kustannuksiin niissä kunnissa, joissa ennen lain voimaantuloa oli korkeampi tk-pitkäaikaishoidon käyttöaste.

Sosiaali- ja terveyshuollon lainsäädännön ja suositusten systeemitason vaikuttavuusarviointeja on toistaiseksi tehty hyvin vähän ja siihen lienee vaikuttanut arviointien edellyttämän tietopohjan monimutkaisuus. Arviointi ilman kattavaa sosiaali- ja terveydenhuollon palveluiden määrä- ja kustannustietoa voi johtaa virheellisiin päätelmiin.

Kuntaliiton ja Aalto-yliopiston ELSE-hankkeessa on tutkittu ikääntyneiden sote-palvelujärjestelmää ja erityisesti sosiaali- ja terveydenhuollon rajapintaa monesta eri suunnasta, kuten: Kuinka eri (usein sosiaali-huollon puolella olevissa) pitkäaikaisissa palvelunkäyttötiloissa olevilla ikääntyneillä on eri tavalla jakautuneet lyhytaikaisen (pääosin terveydenhuollon) käytön kustannukset; Kuinka sote-kustannukset kehittyvät kuoleman lähestyessä; Miten muun muassa terveydenhuollon palvelujen käytön avulla voidaan ennustaa kotoa ympärivuorokautiseen hoitoon siirtymistä. Tässä tutkimuksessa hyödynnettiin ELSE-hankkeessa kerättyjä aineistoja ja menetelmiä tarkasteltaessa erityisesti terveystalouden vuodeosastoilla annettavaa pitkäaikaista hoitoa.

Selvitimme tutkimukssamme ovatko kunnat vähentäneet pitkäaikaisesti terveyskeskusten vuodeosastohoidossa olevien osuutta lainsäädännön voimaantulon myötä. Tarkastelimme erityisesti, oliko vähentäminen suurempaa niissä kunnissa, joissa tk-pitkäaikaishoidossa olleiden ikääntyneiden osuus väestöstä oli muita kuntia suurempaa (suuriosuuksisimmat 10 kuntaa). Lisäksi arvioimme kuntien kokonaiskustannusten kehitystä ennen ja jälkeen lain voimaantulon.

## Aineistot ja menetelmät

Tutkimusaineisto kerättiin Kuntaliiton ja Aalto-yliopiston yhteisessä tutkimushankkeessa, joka on osa Kuntaliiton projektia Ikääntyneen väestön palvelut: käyttö, kustannukset, vaikuttavuus ja rahoitus (Elderly people's services: use, costs, effectiveness and financing ELSE). Vuonna 2014 käynnistyneen rekisteriperusteisen tutkimushankkeen päätavoitteena on tutkia ikääntyneen väestön sosiaali- ja terveyspalveluiden kustannuksia sekä kunnittaisia eroja palveluiden käytössä. Ikääntyneellä väestöllä ja iäkkäillä ihmisillä tarkoitetaan tutkimushankkeessa 75 vuotta täyttäneitä. Tähän hankkeen osatutkimukseen sisällytettiin tutkimusaineistosta niiden 50 kunnan asukkaat, joissa terveyskeskuksen vuodeosastolla olevien osuus ikääntyneistä oli yli 0,5 %. Tietokanta sisälsi vuosilta 2011-2014 otoskuntien 258 984 ikääntyneen tiedot sosiaali- ja terveyspalveluiden käytöstä. ELSE-tietokanta on tarkemmin kuvattu hankkeen aiemmassa raportissa (Linna ym. 2016). Tiedot jaoteltiin tutkimuksessa 15 kvartaalille alkaen vuodesta 2011 (jäljempänä 2011Q1-2014Q3). Määritelmänä tk-pitkäaikaishoidolle käytettiin yli 90 päivän hoitojaksoa.

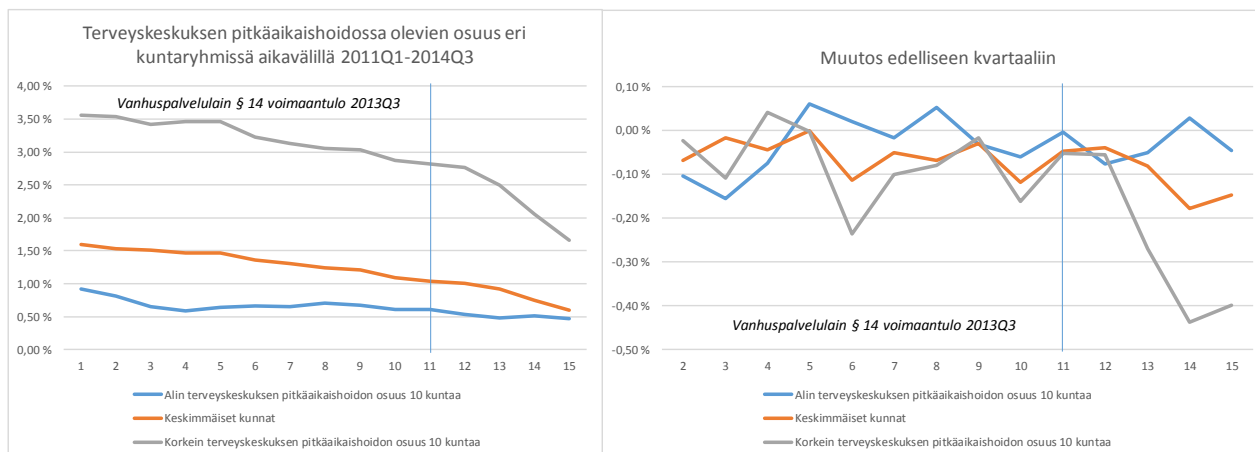
Tutkimuksessa käytettiin nk. Difference-in-Differences –menetelmää lainsäädännön vaikutusten tarkasteluun. Selittävinä muuttujina käytettiin binäärimuuttujaa ”Suuriosuuksisimman 10 kunnan joukossa”, binäärimuuttujaa lainsäädännön voimaantulon jälkeisille kvartaaleille sekä näiden interaktiotermiä. Tämän lisäksi kontrolloitiin kunkin kunnan kunkin kvartaalin sukupuolijakauman, ikääntyvän väestön keski-ikä, väestömäärän sekä naimisissa olevan osuuden suhteen.

## Tulokset

Alustavien tulosten (Kuvio 1) perusteella niissä 10 kunnassa, joissa oli suurin tk-pitkäaikaishoidossa olevien ikääntyneiden osuus ennen lain voimaantuloa, osuus laski erittäin paljon lain voimaantulon jälkeisinä kuukausina. Ero on huomattava verrattuna muihin aineiston kuntiin.

Myös regressiomallin (Taulukko 1) tulokset tukevat havaintoa. Suuriosuuksisimman kymmenen kunnan joukkoon kuuluvilla kunnilla oli ennen lain voimaantuloa n. 1,83 % suurempi osuus ikääntyneistä tk-pitkäaikaishoidossa. Tk-pitkäaikaispotilaiden osuus laski lainsäädännön myötä kaikissa kunnissa n. 0.5 %, suuriosuuksisimmissa kunnissa keskimäärin n. 0.9 %.

Kustannusvaikutustestissä (Taulukko 2) suurimman tk-pitkäaikaishoito-osuuden kunnissa oli ennen lainsäädännön voimaantuloa keskimäärin 97 € alemmat kustannukset ikääntyntä kohti. Lainsäädännön voimaantulon jälkeen kustannukset ikääntyntä kohden olivat kaikissa kunnissa keskimäärin 283 € alemmat, mutta suuriosuuksisimmassa 10 kunnassa kustannuslasku oli vain 212 € per ikääntynyt. Muutos oli merkittävä 0.1:n luottamustasolla, ja alustavat tarkastuslaskelmat tukevat löydöstä. Lainsäädännön voimaantulolla ei ollut vaikutusta kuolemien määrään tutkimuskunnissa.



**Kuvio 1. Voimaantulon jälkeen korkeimpien vuodeosasto-osuuksien kunnissa (harmaa viiva) näkyy merkittävää alenemista.**

**Taulukko 1: Regressiomalli, selitettävä muuttuja terveyskeskuksen pitkäaikaishoidossa olevien osuus vanhusväestöstä (prosenttia). \*\*\*p<0.001**

Muuttuja	Kerroin	p-arvo
Top10	1.83***	0,000
Lainsäädäntö	-0.47***	0,000
Top10 x lainsäädäntö	-0.42***	0,001
Naimisissa olevien osuus väestöstä	-0.19	0,941
Väestön keski-ikä	0.19	0,201
Miesten osuus väestöstä	-3.41	0,313
ln(Kunnan ikääntyneen väestön koko)	-0.03	0,706
Vakio	-12.98	0,306
N	50	
R toiseen		0,427

**Taulukko 2: Regressiomalli, selitettävänä muuttujana kunnan sote-kustannukset ikääntyntä asukasta kohti. \*p<0.1 \*\*\*p<0.001**

Muuttuja	Kerroin	p-arvo
Top10	-96.8	0,146
Lainsäädäntö	-282.7***	0,000
Top10 x lainsäädäntö	71.1*	0,065
Naimisissa olevien osuus väestöstä	-868.0	0,275
Väestön keski-ikä	313.4***	0,000
Miesten osuus väestöstä	-686.0	0,516
ln(Kunnan ikääntyneen väestön koko)	3.1	0,891
Vakio	-23267.3***	0,000
N	50	
R toiseen		0,259

## Yhteenveto ja johtopäätökset

Tutkimuksen tarkoituksena oli kuvata lainsäädännön mahdollisia vaikutuksia sote-järjestelmätason kustannuksiin. Tulosten perusteella sen jälkeen, kun lainsäädäntö tuli voimaan heinäkuussa 2013, terveyskeskusten vuodeosastoilla pitkäaikaishoidossa olleiden vanhusten määrä väheni erityisesti niissä kunnissa, joissa oli ollut suurempi osuus ikääntyvistä tk-pitkäaikaishoidossa. Vaikuttaisi siis siltä, että lainsäädäntö sai viimeisetkin kunnat vähentämään lääketieteellisiin syihin perustumatonta tk-pitkäaikaishoitoa. Kustannukset alenivat kunnissa lain voimaantulon jälkeen, ja kunnissa, joissa tk-pitkäaikaishoidon osuus oli korkeampi, oli ennen lain voimaantuloa matalammat kustannukset, mutta lain voimaantulon myötä kustannukset toisaalta laskivat vähemmän kuin verrokkikunnissa.

Tuloksia tarkastellessa tulee huomioida, että tutkimuksessa käytettiin nk. standardikustannuksia, jolloin jokaiselle palvelutapahtumalle annettiin kunnasta riippumatta sama kustannuspaino. Tämä mittautapa ei ota huomioon esimerkiksi vaihteluja henkilöstömäärissä tai tuottavuuseroissa, vaan on suoremmin yhteydessä eri palvelujen käyttöön. Tämä on erityisen tärkeää huomioida vanhuspalvelulain systeemitason tarkastelussa, sillä laki myös useilta osin velvoitti kuntia lisäämään vanhustenhuollon tukipalveluja, jolloin yksittäiseen suoritteeseen saattoi liittyä tuottavuusvaihtelua.

Rekisterianalyysiin perustuvalla tutkimusasetelmalla pystytään tulevaisuudessa analysoimaan erilaisia lainsäädännön aiheuttamia systeemitason muutoksia sosiaali- ja terveydenhuoltojärjestelmään. Kuvatulaisia koeasetelmia tulisi harkita käytettävän tulevan sote- ja maakuntauudistuksen vaikutusten arvioinnissa.

## Kirjallisuutta

- Linna, M., Mikkola, T., Peltokorpi, A., & Tyni, T. (2016). Rekistereistä tietoa vanhuspalvelujen johtamiseen? Ikääntyneen väestön sosiaali- ja terveyspalveluiden käytön arviointi rekisteriaineistoja hyödyntämällä. Kuntaliiton ELSE-julkaisusarja.
- Sosiaali- ja terveysministeriö. (2013). Laatusuositus hyvän ikääntymisen turvaamiseksi ja palvelujen parantamiseksi.
- Taimio, H., & Sinervo, T. (2011). Ikäihmisten asumispalveluiden järjestäminen: Yksityisen ja kunnallisen tuotannon vertailua sekä kokemuksia kilpailuttamisesta. Raportteja/Palkansaajien tutkimuslaitos: 21/2011.

# Effects of Healthcare District Secessions on Costs, Productivity and Quality of Services

Mika Kortelainen<sup>1</sup>, Simon Lapointe<sup>1</sup>, Kalevi Luoma<sup>1</sup>, Antti Moisio<sup>2</sup>

<sup>1</sup>VATT Institute for Economic Research

<sup>2</sup>Finnish Council of Regulatory Impact Analysis

## Background

While the research evidence on the economies of scale in the provision of public services has been somewhat mixed, policymakers around the world seem to be convinced that “bigger is better”. Thus, the policy trend in recent decades has been towards larger jurisdictions, through amalgamations of municipalities and districts, mergers of service units, and closures of facilities. In healthcare services, this policy has typically meant mergers of small hospitals and other healthcare units.

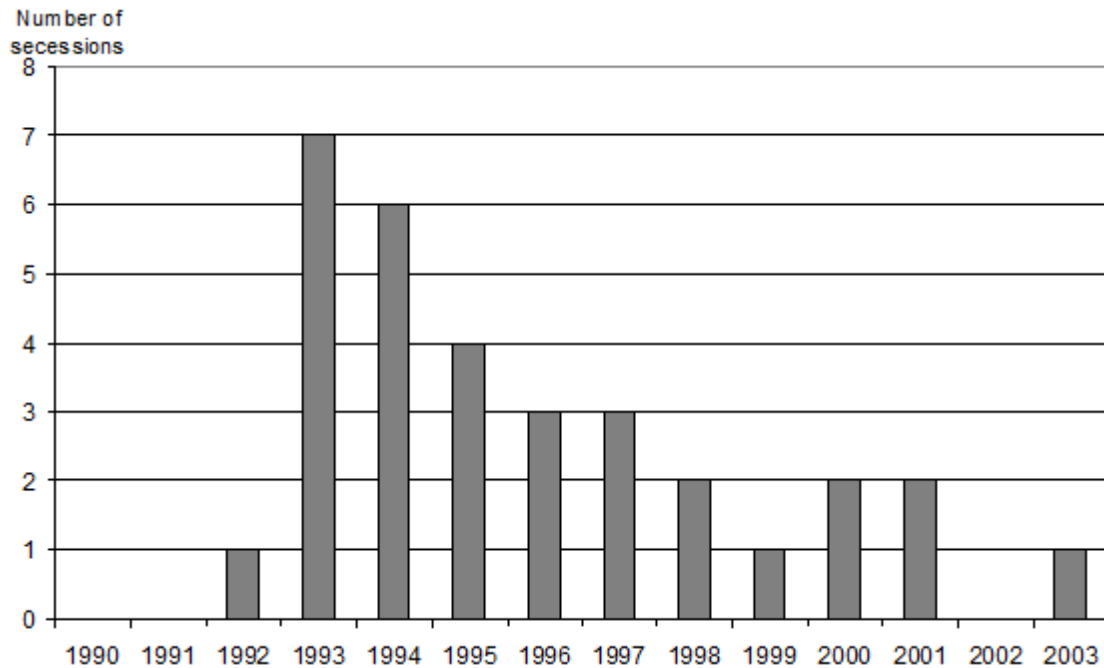
Much of the empirical evidence on economies of scale in healthcare services is based on the cost effects of hospital mergers especially in the United States. Yet, previous evidence is quite mixed, as some studies have found significant cost savings and some others no improvement in efficiency or productivity (see e.g. Dranove 1998, Ferrier and Valdamanis 2004, Choi et al. 2012). As far as economies of scale in local public services are concerned, another relevant literature concerns the effects of municipal mergers and secessions. Municipal mergers are typically expected to reduce spending and improve productive efficiency of local public services, while the effects are often expected to be opposite for municipal secessions. The results from previous studies are generally quite mixed, as some papers have presented supportive evidence for mergers to bring economies of scale (see e.g. Reingewertz 2012, Blesse and Baskaran 2016) or secessions to result in a reduction in economies of scale (e.g. Carvalho de A. Lima and da Mota Silveira Neto 2018), while many recent papers have not found mergers to affect spending or service provision (e.g. Allers and Geertsema 2016, Harjunen et al. 2017). Yet, the papers looking at the effects of municipal mergers or secessions have not studied healthcare services. This is mainly due to the fact that in many countries municipalities are not responsible for healthcare services.

In this paper we approach the question of economies of scale in healthcare by analysing the secessions of healthcare districts in Finland. By healthcare districts we refer to public entities or authorities that are responsible for providing community-based primary healthcare services to the residents of their member municipalities. These districts or co-operative units are owned and funded by their municipalities. We add to the existing literature by exploring the secession effects on costs, productivity and service quality of 32 healthcare districts that went through secession between 1992 and 2003.

## Data and methods

The observation units in our data are public healthcare districts that are organised by a joint authority of municipalities. Most of the secessions for healthcare joint authorities in the 1990's took place during 1993-1995 (see Figure 1).





**Figure 1: Number of healthcare district secessions by year**

The data we use is derived from several routinely-kept registers and statistics from Statistics Finland and National Institute for Health and Welfare. Primary healthcare costs include personnel costs, material costs, costs of purchased services, rents and other costs. All the expenditures are deflated to 2003 price level using the price index for public municipal healthcare. We measure the healthcare district output volume using four indicators for outpatient care (visits to physician, visits to other healthcare personnel, dental care visits and home nursing visits) and two indicators for inpatient care (the number of admissions into inpatient wards and the number of bed days).<sup>2</sup>

We apply the difference-in-differences approach to estimate the impact of secessions of healthcare districts on various outcome variables (costs, outputs, efficiency and quality of care). We aim to isolate the effect of the secessions from all other factors that may affect the outcomes that we are interested in. In our difference-in-differences analysis, we compare the changes in outcomes of the seceded healthcare units (treatment group) with changes in outcomes of those districts that have not seceded (control group). The main assumption is that if the “break-up policy” had not been implemented, the outcomes in the healthcare districts that seceded would have changed in the same way as in the healthcare districts that did not implement the “break-up policy”. We complement these analyses with the propensity score difference-in-difference technique (see Heckman et al., 1997). This method is implemented in two stages by first estimating the likelihood of the treatment for each observation and then using a kernel function of estimated probabilities (propensity scores) in weighting the control group observations in the second stage difference-in-difference regression.

## Results

Figures 2 and 3 show that primary and specialized healthcare costs decreased rapidly in the early 1990's, but increased substantially between the years 1993-2003. This is the case for both the seceded healthcare federations and the federations which continued their operation (Figure 2).

<sup>2</sup> These outputs are similar to the output variables employed in several previous studies.

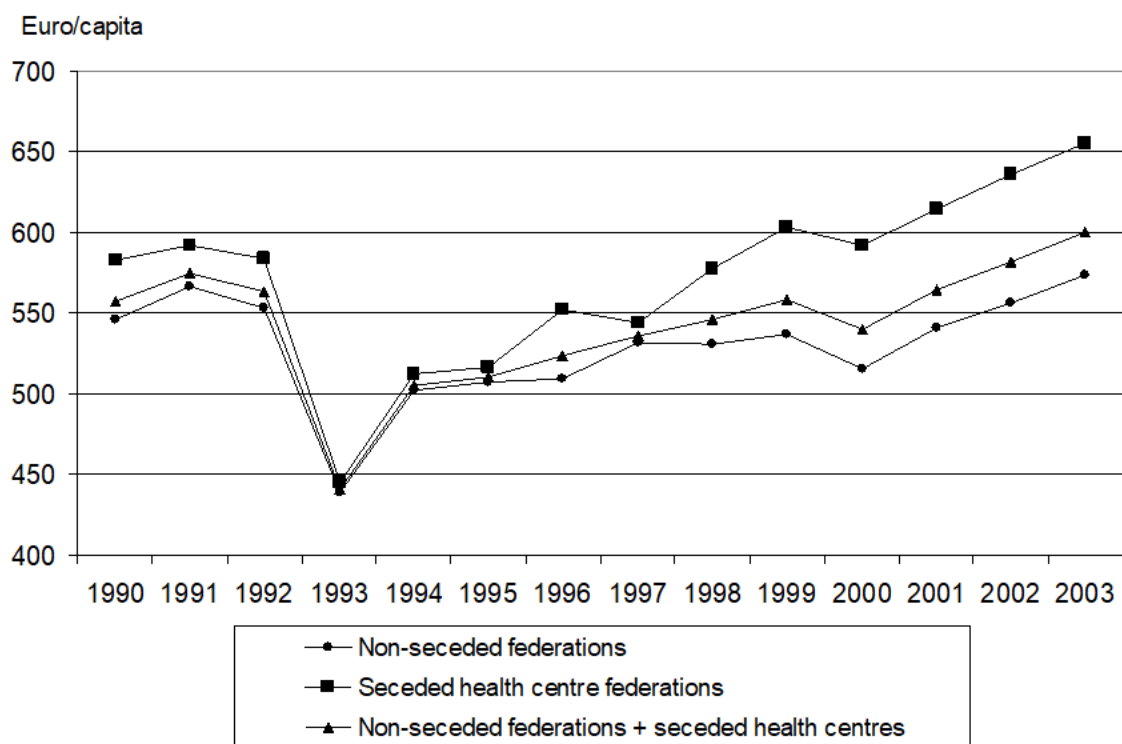


Figure 1: Primary healthcare expenditure per capita in healthcare districts

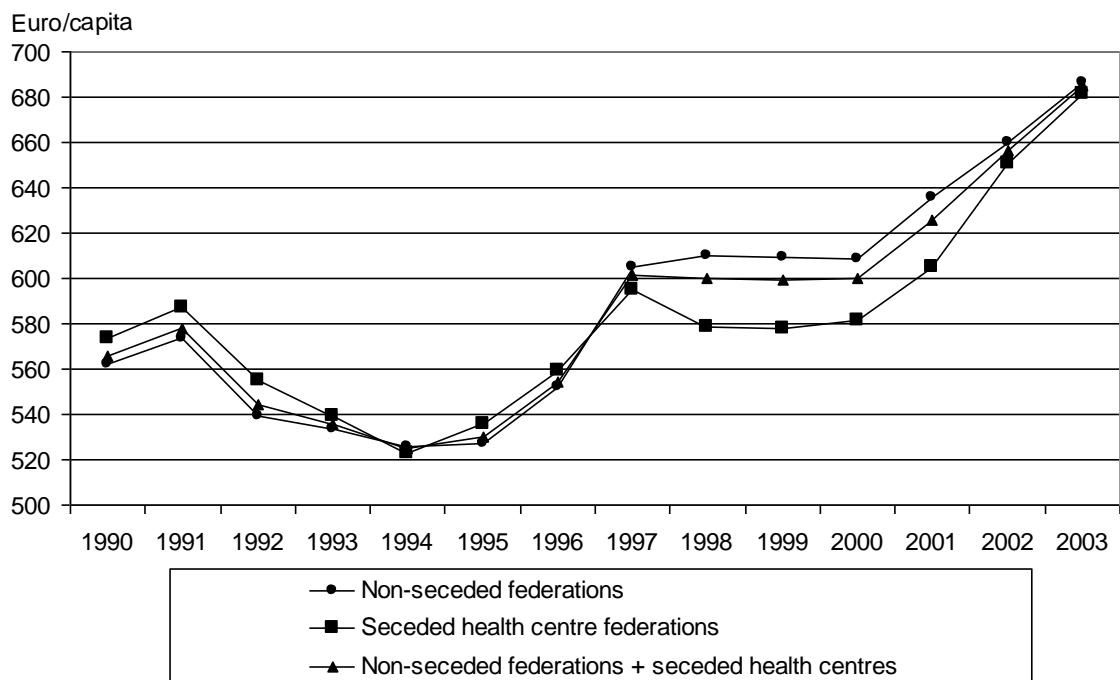
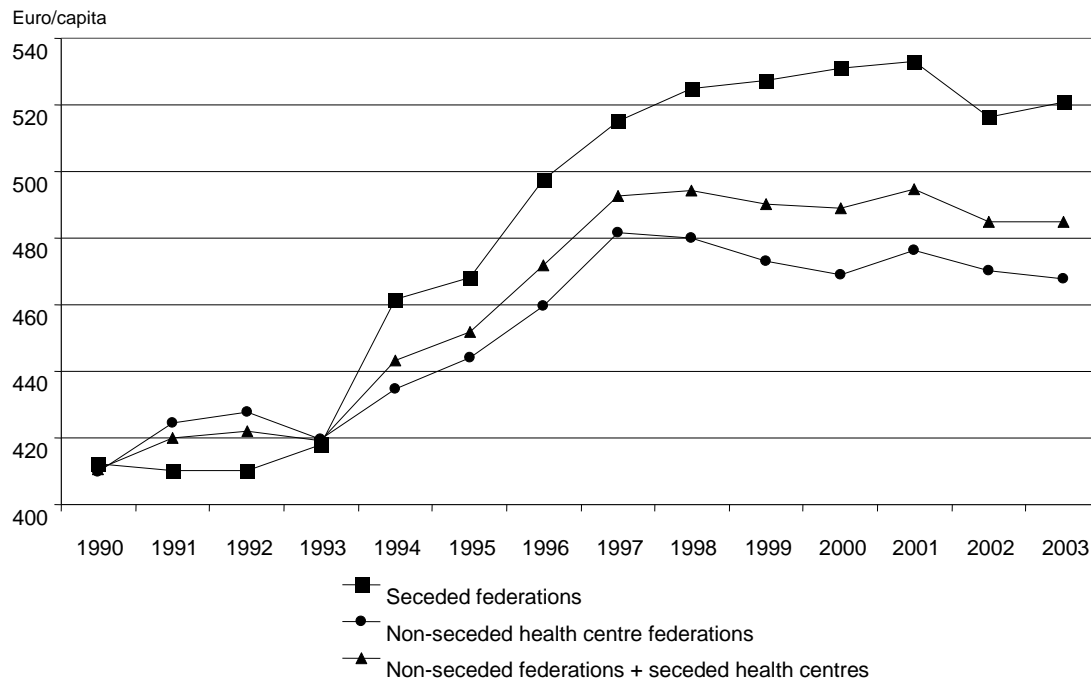


Figure 2: Specialized healthcare expenditure per capita in healthcare districts

Also primary care service volume increased considerably during this time period (see Figure 4).



**Figure 3: Primary care service volume in seceded and non-seceded districts**

Table 1 presents the difference-in-difference results. We find that primary healthcare expenditure has increased for the seceded healthcare districts over 20% more than for the non-seceded healthcare districts after the secessions. This relatively large change in costs can be at least partly explained by the change in service output that have increased for the treatment group over 15% more than for the control group. We also do not find any significant impact on the productive efficiency of healthcare services. Although the treatment effect estimate for efficiency is positive, it is far from being significant. To further investigate these results, we also estimate event-study specifications (Figures 5-7), where we allow the effect of secession to be period-specific. The results from the event-study specifications show that the treatments effects increase slightly for expenditures and service volume over time, while the effect is not significant for efficiency.

**Table 1: Simple Diff-in-Diff Regressions (1990-2003)**

	Log(expenditures)	Log(output)	Efficiency
Secession effect	0.213*** (0.047)	0.152*** (0.050)	0.023 (0.057)
R <sup>2</sup>	0.057	0.104	0.027
N	1484	1484	1484

*Notes:* Clustered standard errors are presented in parentheses.

Significance levels: \*\*\* p<0.01; \*\* p<0.05; \* p<0.1.

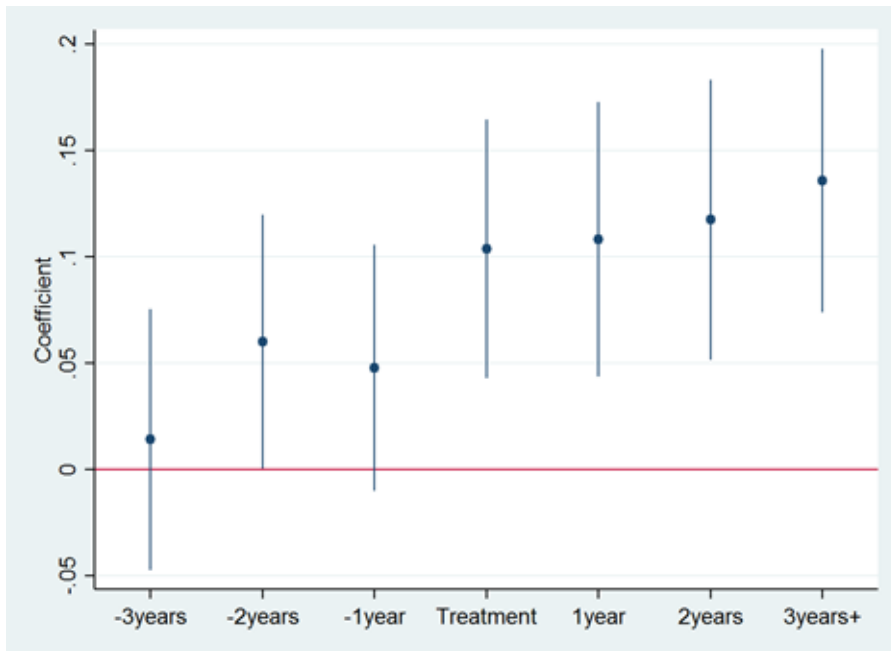


Figure 5: Event-study plot:  $\ln(\text{expenditures})$

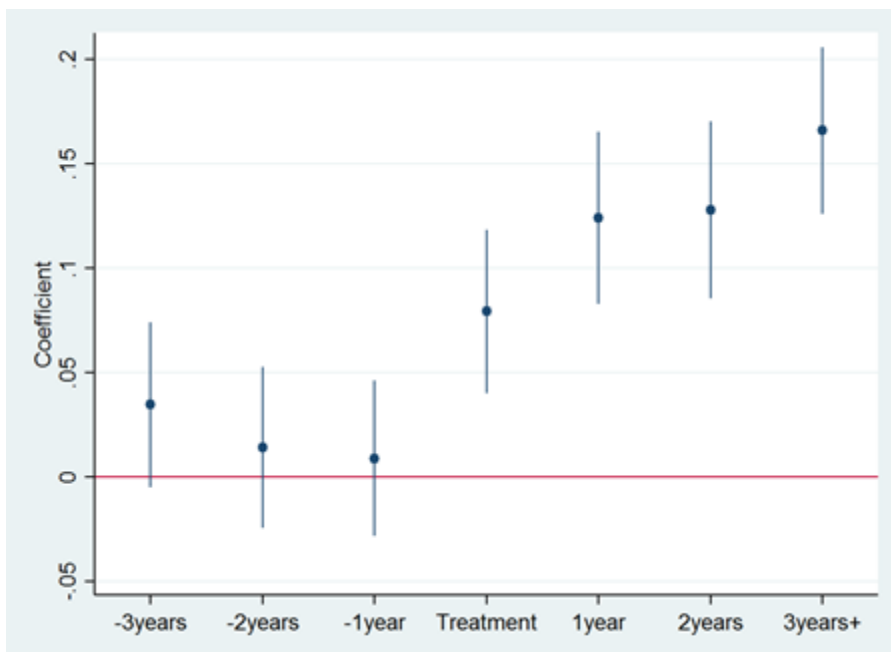
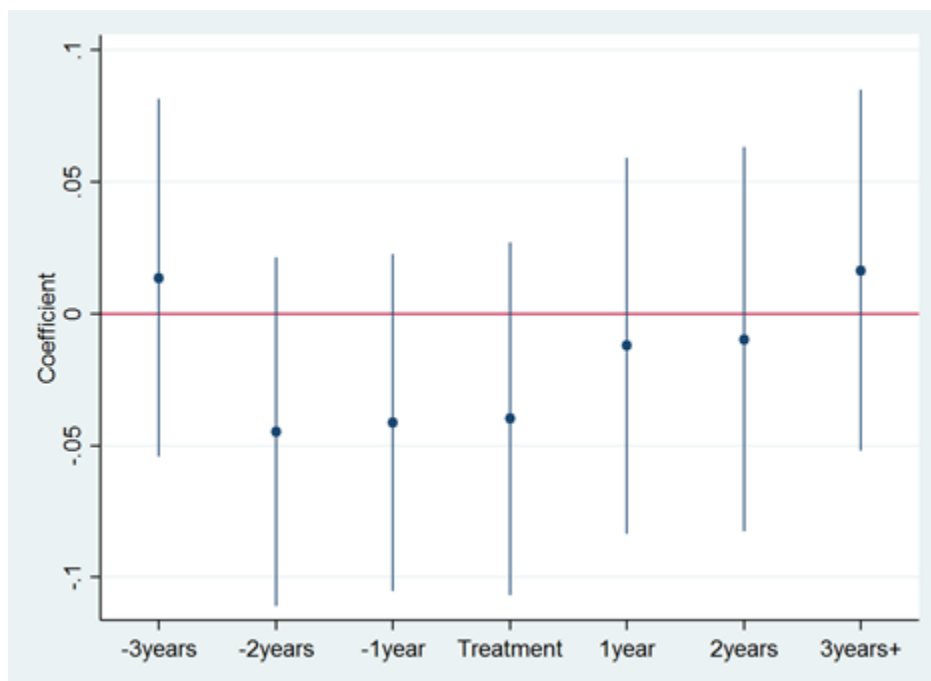


Figure 6: Event-study plot:  $\ln(\text{output})$



**Figure 7: Event-study plot: efficiency**

Table 2 includes regression results for 6 outputs used to construct the aggregated service volume variable above. Although the effects are positive for all outputs, we only find significant impact for the number of bed days in the primary care. Yet, for this output, the effect of the secession is very large: output increase on average around 50% after secessions.

**Table 2. Difference-in-difference regression for logarithmic outputs**

	Visits to doctor	Visit to other health care personnel	Dental care visits	Home nur- sing visits	Number of bed days	Number of admissions into patient inwards
Secession Effect	0.0131 (0.0269)	0.0589 (0.0327)	0.0306 (0.0231)	0.0127 (0.0837)	0.511*** (0.0768)	0.0507 (0.0902)
R <sup>2</sup>	0.128	0.733	0.173	0.014	0.201	0.373
N	1484	1484	1484	1484	1483	1483

*Notes:* Clustered standard errors are presented in parentheses. Significance levels: \*\*\* p<0.01; \*\* p<0.05; \* p<0.1.

In order to control for the covariates that may affect the treatment (or the probability of secession), we also use logit-model to explain the secession indicator (i.e. whether the federation seceded during the sample period). Explanatory variables in this regression include population density, number of private

healthcare visits, the share of the elderly inhabitants and disability prevalence of the population.<sup>3</sup> The logit-regression is estimated using only data from 1990 so that independent variables can be considered predetermined or exogenous for the treatment (or policy change). We then use a kernel density function (Epanechnikov kernel) to construct weights based on the estimated propensity scores (i.e. probability of treatment). The idea is to put larger weight for those control group observations that are more similar to observations in the treatment group.

The results for the propensity score weighted difference-in-difference models are presented in Table 3. If we compare the regression results to Table 1, the estimates differ only marginally. Thus, it seems that the use of propensity scores (or controlling for certain covariates) does not have any impact on the treatment effect estimates. Of course, the use of different covariates in the propensity score estimation can potentially affect the results.

**Table 3: Diff-in-Diff Regressions with Kernel Propensity Score Weighting**

	<b>Log(expenditures)</b>	<b>Log(output)</b>	<b>Efficiency</b>
Treatment effect	0.211*** (0.046)	0.148*** (0.050)	0.024 (0.057)
R <sup>2</sup>	0.057	0.096	0.027
N	1484	1484	1484

*Notes:* Clustered standard errors are presented in parentheses.

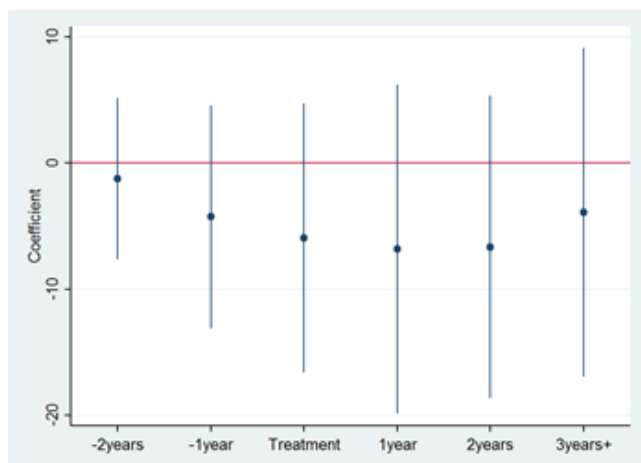
Significance levels: \*\*\* p<0.01; \*\* p<0.05; \* p<0.1.

In addition to the level of services, it is also possible that secession affects the quality of primary care services. To investigate the effects on quality of services, we follow some other papers by using avoidable hospitalizations for certain diagnoses (Ambulatory Care Sensitive Conditions, ACSC) as proxies for primary healthcare quality. The ACSC hospitalization rate is considered to be related to primary care quality, as ACSCs are medical conditions for which appropriate primary care would be expected to prevent hospitalizations (e.g. Rosano et al. 2013). While various diagnoses linked to avoidable hospitalizations have been used as proxies for primary care quality (see e.g. OECD 2015), all of them are based on the idea that well-functioning primary care should prevent inpatient episodes for ACSC conditions.

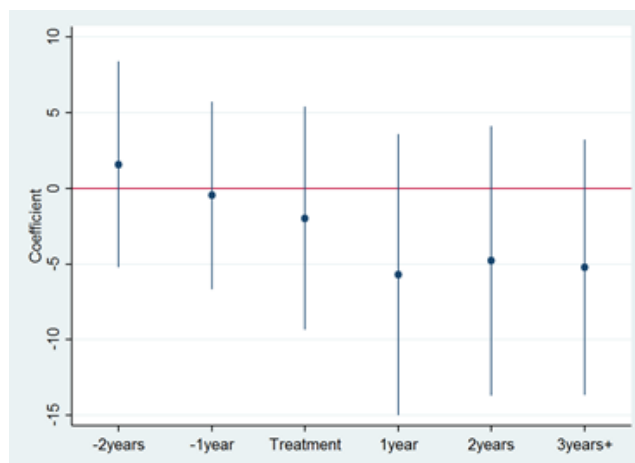
In our analyses, we look at five separate diagnoses for ACSC hospitalization: asthma, chronic obstructive pulmonary disease (COPD), congestive heart failure (CHD), diabetes and hypertension. Figures 8-12 shows event-study graphs for these five ACSC rates. According to graphs, secessions did not affect asthma, COPD, diabetes and hypertension hospitalizations, while congestive heart failure hospitalizations have increased clearly more in seceded districts than in non-seceded healthcare districts. Overall, these results indicate that the effects on the quality of primary care have been quite small.

---

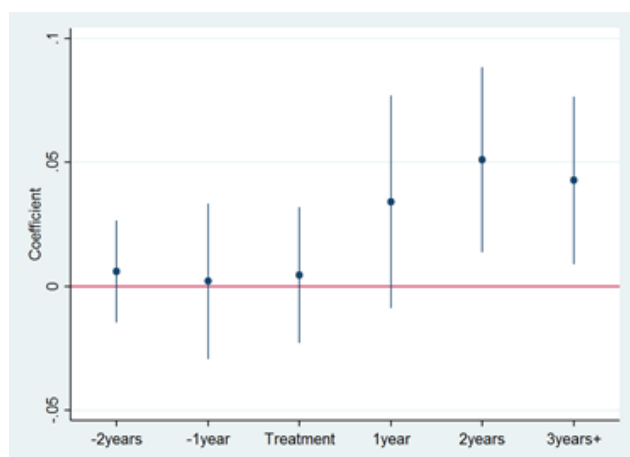
<sup>3</sup> We also tried other explanatory variables, such as population and taxable income per capita. However, since these variables were not significant we decided not to use them in the propensity score estimation.



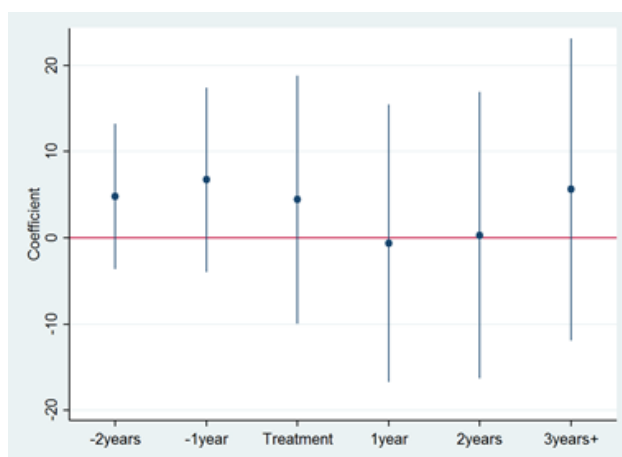
**Figure 8: Event-study plot: asthma**



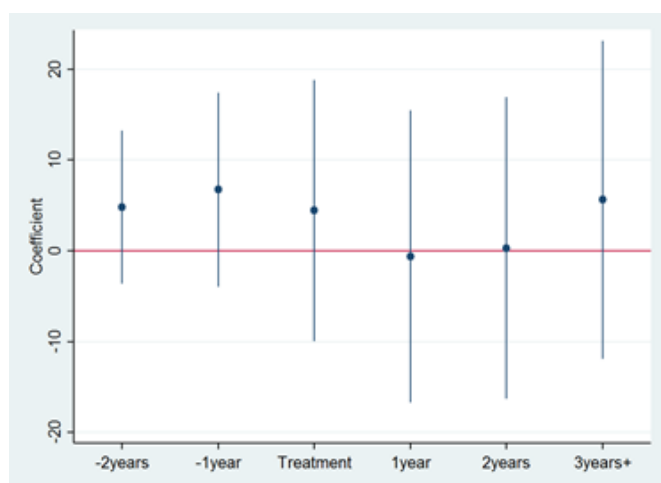
**Figure 9: Event-study plot: COPD**



**Figure 10: Event-study plot:  
congestive heart failure (CHF)**



**Figure 11: Event-study plot: diabetes**



**Figure 12: Event-study plot: hypertension**

## Conclusions

In this paper we have examined healthcare expenditure and service development of those municipalities that have dissolved their joint healthcare districts. In practice, we compared the expenditure and service volume development in the seceded healthcare districts to those healthcare districts that have continued their co-operation. According to our results, which are based on a difference-in-differences approach, primary healthcare expenditure has grown significantly faster in the seceded healthcare districts than in the non-seceded healthcare districts. If municipalities have attempted to achieve cost savings by splitting up former healthcare districts and establishing their own, our results indicate that they have failed to do so. Aggregated service volume or output of health districts that seceded show an interesting pattern: a positive output development. Yet, this increase in the aggregated service volume is explained mostly with the increase of one output, the number of bed days in the health centre. Interestingly, we find the impact of break-ups to be insignificant on the productive efficiency of healthcare districts. Our results regarding the impact on quality of primary healthcare services seem to also indicate the effects of secessions to be relatively small.



## References

- Allers, M.A. and J.B. Geertsema (2016): The Effects of Local Government Amalgamation on Public Spending, Taxation, and Service Levels: Evidence from 15 Years of Municipal Consolidation. *Journal of Regional Science* 56(4), 659–682.
- Aragon, Y., A. Daouia and C. Thomas-Agnan (2005): Nonparametric Frontier Estimation: A Conditional Quantile-Based Approach. *Econometric Theory* 21, 358–389.
- Blesse, S., T. Baskaran. 2016. Do Municipal Mergers Reduce Costs? Evidence from a German Federal State. *Regional Science and Urban Economics* 59, 54–74.
- Carvalho de A. Lima, R. and R. da Mota Silveira Neto (2018) Secession of Municipalities and Economies of Scale: Evidence from Brazil. *Journal of Regional Science* 58: 159–180.
- Choi, S., I. Holmberg, J. Löwstedt and M. Brommels (2012): Managing Clinical Integration – A Comparative Case Study in a Merged University Hospital. *Journal of Health Organization and Management* 26(4-5), 486–507.
- Dranove, D. (1998): Economies of Scale in Non-Revenue Producing Cost Centers: Implications for Hospital Mergers. *Journal of Health Economics* 17, 69–83.
- Ferrier, G.D. and V.G. Valdmanis (2004): Do Mergers Improve Hospital Productivity? *Journal of the Operational Research Society* 55(10), 1071–1080.
- Harjunen, O., T. Saarimaa and J. Tukiainen (2017) Political Representation and Effects of Municipal Mergers. VATT Working Papers 98.
- Heckman, J.J., H. Ichimura and P.E. Todd (1997): Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *Review of Economic Studies* 64, 605–654.
- Hujanen T. (2003): Terveystalouden yksikkökustannukset Suomessa vuonna 2001. *Stakes Aiheita* 2003: 1, [In Finnish].
- Kiljala, E. (2001): Sydän-Suomen terveydenhuollon kuntayhtymän purkautuminen ja sen vaikutukset Pihtiputaan terveydenhuollossa. Projektityö. Sosiaali- ja terveysjohtamisen erikoistumisohjelma. Kuopion yliopisto. [In Finnish]
- OECD (2015): Health at a Glance 2015: OECD Indicators, OECD Publishing, Paris.
- Ohtonen J: Kansanterveystyön kuntainliiton purkautumisen vaikutukset. Sosiaali- ja terveysministeriö. Suunnitteluosasto. Monisteita 1:1989.
- Preyra C and G. Pink G (2006): Scale and Scope Efficiencies through Hospital Consolidations. *Journal of Health Economics* 6,1049–1068.
- Reingewertz, Y. (2012): Do Municipal Amalgamations Work? Evidence from Municipalities in Israel. *Journal of Urban Economics* 72, 240–251.
- Rosano, A., C.A. Loha, R. Falvo, J. van der Zee, W. Ricciardi, G. Guasticchi, A.G. de Belvis (2013): The relationship between avoidable hospitalization and accessibility to primary care: a systematic review. *European Journal of Public Health* 23(3), 356–360.

# Terveyspalveluiden pääsyn esteet ja niiden rahamääräinen arvo

Anne Lipponen, Ismo Linnosmaa

## Tausta

Terveyspalveluiden saatavuuden esteet voivat synnyttää hyvinvointitappion, jonka arvoon vaikuttavat muun muassa terveysongelmien vakavuus sekä niiden vaikutukset potilaan hyvinvointiin ja työkykyyn. Terveyspalvelujen saatavuutta on tutkittu laajasti terveystaloustieteen kirjallisuudessa (esimerkiksi Wags-taff ja Van Doorslaer 2000), mutta vähemmän huomioita on kiinnitetty saatavuuden esteiden potilaille aiheuttamiin kustannuksiin, joiden arviointi on tämän tutkimuksen tavoitteena.

Tyypillisesti terveyspalveluiden saatavuutta on tarkasteltu organisatorisista lähtökohdista esimerkiksi lääkärimitoituksen kautta tai hoidon jonotusaikoina (Aday ja Andersen 1974, Gulliford ym. 2002). Hoitoon pääsyä ja sen pääsyn esteitä voidaan kuitenkin tarkastella myös potilaan näkökulmasta, potilaan henkilökohtaisen kokemuksen kautta niin, että tarkastellaan hoidon toteutumista tilanteessa, jossa henkilö on itse kokenut tarvitsevana hoitoa. Tällöin hoidon saatavuuden arviointiin liittyy vastaajan henkilökohtainen arvio hoitoon pääsyn esteiden kustannuksista sekä niiden vaikutuksesta siihen, onko hoitoa tosiasiallisesti saatavana vaikka esimerkiksi lääkärimitoituksen perusteella hoitoa olisi saatavana.

## Aineisto ja menetelmät

Tutkimuksessa on käytetty aineistona European Social Survey 2014 -tutkimuksen (ESS 2014) Suomen aineistoa. European Social Survey on vuodesta 2002 lähtien kahden vuoden välinein tehty poikkileikkaus-tutkimus, jossa kartoitetaan yli 15-vuotiaiden kansalaisten asenteita ja käyttäytymistä. Tutkimus koostuu peruskysymyksistä, jotka toistuvat vuodesta toiseen sekä kiertävien moduulien vaihtuvista kysymyksistä. Vuoden 2014 tutkimuksen kiertävän moduulin kysymykset liittyivät terveyseroihin.

Tutkimuskysymystä lähestyttiin käyttäen ESS 2014 kyselyn kysymystä B20 ”Yleisesti ottaen, kuinka tyytyväinen olette elämäänne nykyisin” ja kiertävän moduulin kysymystä E14 ”Onko Teillä kahdentoista viime kuukauden aikana käynyt joskus niin, että ette ole päässyt lääkäriin tai tarvitsemaanne hoitoon?”. Tyytyväisyyttä elämään pyydettiin tarkastelemaan asteikolla 0-10, jossa 0 kuvaa vastausvaihtoehtoa ”erittäin tyytymätön” ja 10 vaihtoehtoa ”erittäin tyytyväinen”. Kysymyksen B20 vastaukset on esitetty taulukossa 1.

Henkilöiltä, jotka olivat vastanneet myöntävästi kysymykseen E14, esitettiin lisäkysymys E15 ”Miksi ette päässyt lääkäriin tai tarvitsemaanne hoitoon?” Kysymyksen E15 vastaukset jaoteltiin henkilökohtaisiin syihin ja ulkoisiin, vastaajasta riippumattomiin syihin. Vastaukset ja vastausten jaottelu on esitetty taulukossa 2. Keskitymme tässä tutkimuksessa tarkastelemaan ulkopuolisista syistä johtuvien hoidon pääsyn esteiden yksilötason kustannusta.

**Taulukko 1: Hyvinvointia kuvaavan "Yleisesti ottaen kuinka tyytyväinen olette elämäänne nykyisin" - kysymyksen vastaukset. Vastausten keskiarvo on 7,92 +/- 0,035.**

Kuinka tyytyväinen olet elämääsi nykyisin	Freq	Percent	Cum
Erittäin tyytymätön	7	0.34	0.34
1	3	0.14	0.48
2	17	0.82	1.29
3	21	1.01	2.3
4	36	1.73	4.03
5	88	4.22	8.25
6	9	4.51	12.76
7	294	14.1	26.86
8	735	35.25	62.11
9	569	27.29	89.4
Erittäin tyytyväinen	221	10.6	100

**Taulukko 2. Henkilöt jotka ovat kohdanneet esteitä terveystalouden saamisessa sekä henkilöt jotka eivät ole kohdanneet esteitä tai eivät ole tarvinneet hoitoa. Terveystalouden saamisen esteet on jaoteltu ulkoisiin, vastaajasta johtumattomiin syihin ja vastaajan henkilökohtaisiin syihin. Vastaajat ovat voineet ilmoittaa useamman syyn.**

	N
<b>Ei esteitä terveystalouden saamisessa /ei ole tarvinnut hoitoa</b>	<b>1714</b>
<b>On ollut esteitä terveystalouden saamisessa</b>	<b>373</b>
<b>Ulkoinen, vastaajasta johtumaton syy</b>	<b>330</b>
Tarvittua hoitoa ei ollut saatavana kotipaikkakunnalla tai sen läheisyydessä	32
Jono lääkärille/hoitoon oli liian pitkä	133
Ei ollut vapaita aikoja	147
Ei ollut varaa	18
<b>Vastaajan henkilökohtainen syy</b>	<b>121</b>
Ei voinut olla töistä pois	40
Oli muita esteitä	37
Muu syy	44

Tuloja mitattiin kotitalouden tulojen perusteella. Tuloluokkina ilmoitetut tulot muutettiin jatkuviksi muuttujiksi luokkakeskisarvojen avulla ja edelleen ekvivalenttituloiksi, jossa tulot skaalattiin yhteismitalliseksi henkilön kotitalouden henkilöluvun perusteella. Alimman ja ylimmän tulokymmenyksen keskimää-

räiset tulot arvioitiin vuoden 2014 tulotietoja käyttäen. Vastaajan hyvinvointi määritettiin elämäntyytyväisyyden, ESS 2014 -kyselyn kysymyksen B20, perusteella.

Hyvinvoinnin, tulojen ja hoitoon pääsyn esteiden välistä suhdetta tarkasteltiin hyvinvoinnin arvostusmenetelmällä (Wellbeing Valuation Method, WVM), joka on kehitetty ei-markkinoitavien hyödykkeiden kulutuksesta aiheutuvien hyötyjen mittaamiseen. Menetelmää on sovellettu esimerkiksi omaishoidon arvon (Van den Berg ja Ferrer-i-Carbonell 2007) ja terrorismista aiheutuvien kustannusten mittaamiseen (Frey ym 2009). Menetelmässä luodaan regressiomalli, jonka avulla lasketaan tulojen ja arvioitavan hyödykkeen/haitakkeen kulutuksen välinen rajasubstituutiosuhde. Haitakkeen (kuten esimerkiksi hoitoon pääsyn esteet) tapauksessa rajasubstituutiosuhde mittaa tulokompensaatiota, joka kuluttajalle tulee maksaa kompensationsa haitakkeen kulutuksesta.

Oletimme henkilön hyvinvoinnin ( $W$ , welfare) selittyvän tulojen ( $T$ ), hoitoon pääsyn esteiden ( $X$ ) ja henkilön sosioekonomisten taustatekijöiden sekä demografisten muuttujien ( $y$ ) avulla. Yleisestä mallista  $W=W(T,X,y)$  voidaan laskea rajasubstituutiosuhteeksi  $dT/dX = -[\partial W(T,X,y)/\partial X]/[\partial W(T,X,y)/\partial T]$ . Mallin parametrien estimoimiseksi tarkastelemme lineaarista mallia hyvinvoinnin, tulojen ja hoitoon pääsyn esteiden välillä:

$$W = W(T,X,y) = \theta + \alpha T + \beta X + \delta y + \varepsilon. \quad (1)$$

missä  $\varepsilon$  on mallin virhetermi ja  $\theta$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$  ja  $\delta$  ovat estimoitavia parametreja. Tutkimuksen sosioekonomiset ja demografiset muuttujat on valittu Van den Berg ja Ferrer-i Carbonell (2007) tutkimusta mukaillen siten, että muuttuja  $y$  sisältää vastaajan sukupuolen, iän, parisuhteen, koetun terveydentilan sekä koulutuksen keston vuosina. Regressiomallista ratkaistu suhdeluku

$$dT/dX = -\beta/\alpha \quad (2)$$

kuvaa kuinka paljon tarpeelliseksi katsotun hoidon saamattomuudesta aiheutuvaa hyvinvointitappiota tulisi kompensoida, jotta henkilön hyvinvointi palautuisi samalle tasolle kuin mikäli tarpeelliseksi katsottu hoito olisi saatu.

## Tulokset

Käytetystä tutkimusaineistosta tarkasteltiin ulkoisista syistä hoitoa saamattomien ja niiden, joilla ei ole ollut ongelmia hoidon saatavuudessa tai jotka ovat saaneet hoitoa ekvivalenttitulojen ja hyvinvoinnin eroja. Havaittiin, että ryhmien välillä on tilastollisesti erittäin merkitsevä ( $p=0.0001$ ) ero koetussa kokonaisvaltaisessa hyvinvoinnissa. Lisäksi havaittiin, että ryhmien välisissä ekvivalenttituloissa on tilastollisesti merkitsevä ero ( $p=0.0012$ ).

Yhtälössä (1) esitetyn regressiomallin tulokset on esitetty taulukossa 3.

**Taulukko 3. Regressiomallin tulokset. Ekvivalenttitulon ja saatavuuden\_esteita -muuttujien kertoimista voidaan määrittää rajasubstituutiosuhde, jonka arvoksi saadaan 1295 €.**

Linear regression			
hyvinvointi	Coef	Std. Error	p
ekvivalenttitulo	.0002324	.0000343	0.000
saatavuuden_esteita	-.3008027	.1089398	0.006
terveys	-.8354204	.0806445	0.000
ika	.0057147	.0021408	0.008
kouluv	-.0282273	.0088474	0.001
sukupuoli	.2164558	.0673599	0.001
parisuhde	-.2192247	.0463834	0.000
_cons	7.724565	.2106119	0.000

Yhtälön (2) mukaisesti laskettuna rajasubstituutiosuhteeksi saadaan 1295 euroa (taulukko 4). Tulos eroaa tilastollisesti merkitsevästi ( $p=0.01$ ) nollassa.

**Taulukko 4. Hyvinvoinnin tulokompensaatiota kuvaavan rajasubstituutiosuhteen -beta/alpha tulos ja p-arvo.**

Variable	mean	p
-beta/alpha	1294.6	0.01

## Yhteenveto ja johtopäätökset

Tutkimuksessa tarkasteltiin kokonaisvaltaisen hyvinvoinnin, henkilön kokeman hoidon saatavuuden ja tulojen välistä yhteyttä ja määritettiin hoidon saannin esteiden aiheuttaman hyvinvointitappion kustannus. Kustannus määritettiin henkilön ekvivalenttitulojen perusteella ja epäsuorien kustannusten, kuten hoitoon hakeutumiseen menevän aikakustannuksen, ajateltiin sisältyvän henkilön kokemukseen hoidon saatavuudesta.

Terveyspalveluiden pääsyn esteistä johtuvan hyvinvointitappion kustannukseksi saatiin 1295 euroa, joka on suuruusluokkansa puolesta uskottava lopputulos.

Tutkimuksessa havaittiin hyvinvoinnin arvostusmenetelmän olevan käyttökelpoinen tapa tutkia hyvinvointitappion rahamääräistä arvoa. Menetelmä antaa mahdollisuuden analysoida vastaajien kokonaisvaltaista käsitystä terveyspalveluiden saatavuudesta pelkän organisatorisen näkökulman sijaan ja mahdollistaa epäsuorien kustannusten huomioimisen hyvinvointitappion arvottamisessa.

Tutkimuksessa hyvinvointia tarkasteltiin yhden tutkimuskysymyksen vastauksen perusteella. Hyvinvointitappion kustannusta olisi hyvä tarkastella myös muilla mittareilla analysoidun hyvinvoinnin kautta tai mahdollisesti elämän eri osa-alueita enemmän yhdistävän hyvinvointimittarin tulosten kautta. Lisäksi hyvinvointitiedot olisi hyvä yhdistää pelkkiä tuloluokkia tarkempiin tulotietoihin, jolloin tutkimuksen tarkkuutta saataisiin parannettua.

## Lähteet

- Aday L. A., Andersen R. (1974) A framework for the study of access to medical care. *Health services research*. 9(3):208-220.
- ESS (2014) ESS Round 7: European Social Survey Round 7 Data. Data on file edition 2.1. NSD – Norwegian Centre for Research Data, Norway – Data Archive and distributor of ESS data for ESS ERIC.
- Frey B.S., Luechinger S., Stutzer S. (2009) The life satisfaction approach to valuing public goods: The case of terrorism. *Public Choice*. 138:317-345.
- Gulliford M, Figueroa-Munoz J., Morgan M., Hughes D., Gibson B., Breech R., Hudson M. (2002) What does 'access to health care' mean? *Journal of health services research and policy*. 7(3):186-188.
- Van Den Berg B., Ferrer-i-Carbonell A. (2007) Monetary valuation of informal care: the well-being valuation method. *Health Econ*. 16:1227-1244.
- Wagstaff A., Van Doorslaer E. (2000) Income inequity and health: what does the literature tell us? *Annu Rev Public Health*. 21:543-567.

# Lääkekaton vaikutus lääkekulutukseen

Aarni Soppi<sup>1</sup>, Katri Aaltonen<sup>1</sup>, Jouko Verho<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Kansaneläkelaitos

<sup>2</sup>VATT

## Tausta

Kysynnän hintajousto tarkoittaa kysynnän suhteellista muutosta hinnan suhteelliseen muutokseen nähden. Reseptilääkkeitä pidetään usein välttämättömyyshyödykkeinä, mistä syystä niiden hintajoustopotentialia on pidetty korkeana (hinnan muuttuessa kysyntä pysyy suunnilleen samana). Kansainvälisten tutkimustulosten perusteella lääkkeiden kysyntä kuitenkin reagoi hinnanmuutoksiin. Esimerkiksi Tanskassa tehdyssä Simonsen ym. (2016) tutkimuksessa lääkkeiden kysynnän hintajoustoksi arvioitiin -0,2–0,7.

Tässä tutkimuksessa arvioidaan lääkekaton vaikutusta lääkkeiden kulutukseen. Lääkekatto on sairausvakuutuslaissa (L 1224/2004) määritetty kalenterivuositainen enimmäissumma potilaan maksamien korvattavien lääkeostojen omavastuulle. Kun lääkekatto ylittyy, potilailla on oikeus lisäkorvaukseen, joka nostaa lääkkeiden korvausasteen lähelle 100 prosenttia sairausperusteisesta korvausluokasta riippumatta. Näin ollen lääkekaton ylittäminen aiheuttaa potilaan näkökulmasta lääkkeiden ostohinnassa voimakkaan muutoksen, joka mahdollistaa lääkkeiden kysynnän hintajoustopotentialin lääkekaton ylittäneillä potilailla.

Lääkekaton vaikutusta lääkekulutukseen on tutkittu Suomessa aikaisemmin. Verhon (2012) tutkimuksen mukaan lääkekaton ylittäminen lisäsi lääkekulutusta. Tulos osoitti, että potilaat muuttavat ostokäyttäytymistään omavastuun muuttuessa. Verhon laskelmassa lääkkeiden kysynnän hintajousto lääkekaton kohdalla oli -0,2.

Lääkekorvausjärjestelmään on tehty viimeisten vuosien aikana muutoksia, jotka ovat voineet vaikuttaa myös potilaiden ostokäyttäytymiseen. Tutkimuksen tavoitteena on esittää päivitetty arvio lääkkeiden kysynnän hintajoustopotentialista lääkekaton kohdalla. Ostokäyttäytymisen muutosta lääkekaton kohdalla arvioidaan korvausluokakohtaisesti sekä potilaan iän, sukupuolen ja tulojen mukaan. Lisäksi esitetään laskelma lääkekaton alentamisen suorasta vaikutuksesta ja käyttäytymisvaikutuksesta lääkekorvausmenoihin.

## Aineistot ja menetelmät

Tutkimusaineistona käytetään Kelan vuosien 2015–2017 reseptitiedostojen tietoja kaikille yli 18-vuotiaille suomalaisille. Tiedot sisältävät sairausvakuutuksesta korvattujen reseptilääkeostojen tiedot aineiston henkilöille.

Tutkimuksessa keskitytään tarkastelemaan omavastuun kertymää ja lääkkeiden kokonaiskustannuksia viikkotasolla. Analyysi perustuu Verhon (2012) tutkimuksessa esitettyyn graafiseen tarkasteluun, jossa vertaillaan lääkkeiden viikkokustannusten trendiä omavastuukertymän mukaan ennen lääkekaton ylittämistä ja sen jälkeen. Tarkastelemalla lääkekaton kohdalla trendissä tapahtuvaa muutosta voidaan arvioida katon vaikutusta lääkekulutukseen. Taustatietoina käytetään lääkeoston korvausluokkaa sekä potilaan ikää ja sukupuolta. Lisäksi aineiston henkilöille on haettu opintotuen tulovalvontaan perustuva tieto vuosituloista.

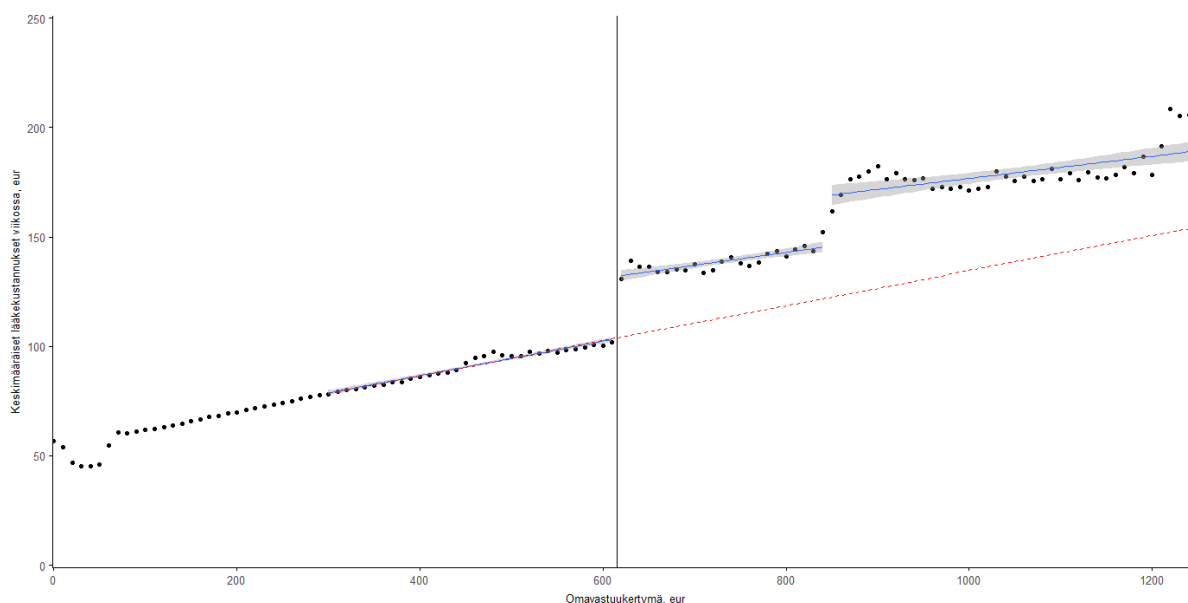
Korvausluokakohtainen tarkastelu on oleellinen, koska potilaiden näkökulmasta lääkkeiden hinnat muuttuvat lääkekaton ylityksen jälkeen eri tavoin lääkkeen korvausluokasta riippuen. Esimerkiksi vuonna 2017 potilas maksoi lääkkeistään kiinteän 2,5 euron omavastuun katon ylittämisen jälkeen, joten ostohinnan lasku on sitä suurempi mitä kalliimpi ostohinta lääkkeellä oli ennen katon ylitystä. Vuoden 2017 aineiston perusteella mediaanihintainen peruskorvattava lääke, joka oli ostettu omavastuukertymän ollessa 550–605 euroa, oli noin 14 euron arvoinen, ja sen ostohinta laski 70 prosenttia. Vastaavasti rajoitetusti peruskorvattava lääke oli noin 92 euron arvoinen, ja sen ostohinta laski 95 prosenttia. Alemman erityiskorvausluokan lääke oli mediaaniarvoltaan noin 21 euroa, ja sen ostohinta laski 65 prosenttia. Ylemmän erityiskorvausluokan lääkkeiden omavastuu laskee katon ylittyessä 4,5 eurosta 2,5 euroon, eli ostohinta laskee 44 prosenttia. Korvausluokakohtaiset ostohinnan muutokset ovat samaa suuruusluokkaa myös vuosien 2015 ja 2016 aineistojen perusteella.

Tulotarkastelussa henkilöt on jaettu aineiston perusteella tertiileihin. Tulotarkastelu tehdään erikseen 18–64-vuotiaille ja yli 64-vuotiaille, koska ikääntyneet ovat keskimäärin selkeästi pienituloisempia kuin työikäiset.

Lopuksi esitetään vuoden 2017 reseptiedostolla väestötasoiset laskelmat siitä, miten ostokäyttäytymisen muutos vaikuttaa korvausmääriin, jos lääkekattoa alennetaan 605,13 eurosta 575, 550, 525 tai 500 euroon. Laskelmien perustana on oletus, että kaikista alhaisemman katon piiriin tulevista ostoista maksetaan lisäkorvaus, joka nostaa korvausasteen 100 prosenttiin kiinteän 2,5 euron reseptikohtaisen omavastuun jälkeen.

## Tulokset

Kuviossa 1 on esitetty keskimääräiset viikkokustannukset lääkeostoja tehneille potilaille, joilla on viikon alussa kymmenen euron tarkkuudella sama omavastuukertymä. Lisäksi aineistoon on sovitettu 300–1250 euron omavastuulle lineaarinen trendi, jonka on annettu muuttua 615 euron ja 850 euron kohdalla. Sovitteiden perusteella katon ylityksestä seuraa välittömästi keskimäärin 25,87 euron tasonousu viikkokustannuksissa, mikä vastaa 23 prosentin lisäystä kattoon edeltävään trendiin nähden (vaihteluväli 25–21 prosenttia arvioitaessa 615 ja 850 euron omavastuukertymän kohdalla).



**Kuvio 1. Lääkekustannukset ostoviikolla omavastuukertymän mukaan ja lineaarinen sovite.**

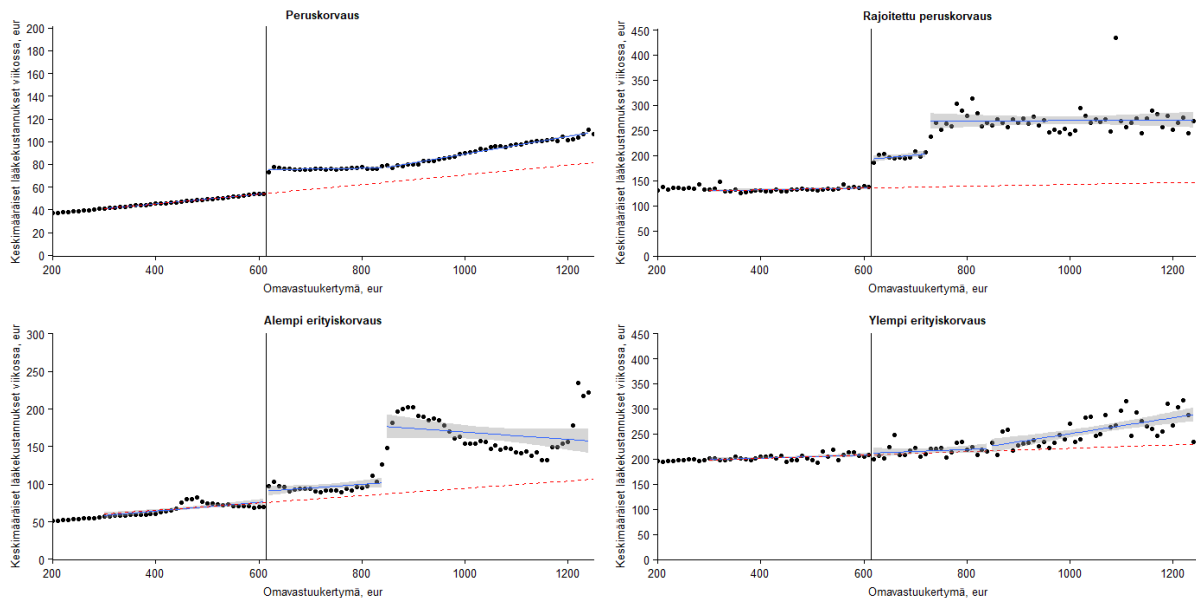
Kuviossa 2 on esitetty kustannusten muutokset korvaustyypeittäin. Peruskorvattavien lääkkeiden viikkokustannuksissa tapahtuu selvä tasonousu katon ylittyessä. Tasonousu on euromääräisesti pienempi kuin kuviossa 1 esitettyjen kokonaiskustannusten kohdalla, mutta suhteutettuna kustannustasoon suhteellinen muutos on suurempi kuin kokonaiskustannusten kohdalla (28 %).

Rajoitetusti peruskorvattavilla lääkkeillä on käytetty lyhyempää, 615–730 euron omavastuukertymän kohdalle asetettua sovitetta välittömästi katon ylityksen jälkeen tapahtuvan tasonousun arviointiin. Tämän sovitteen perusteella tasonousu on 45 prosenttia. Mikäli arvio tehdään käyttämällä 730–1250 euron omavastuukertymän sovitetta tasonousuksi saadaan 93 prosenttia.

Alemmassa erityiskorvausluokassa on havaittavissa maltillisempi tasonousu, joka on kattoon edeltävään trendiin nähden 19 prosenttia.

Ylemmän erityiskorvausluokan lääkkeiden viikkokustannukset pysyvät verrattain muuttumattomana välittömästi katon ylittämisen jälkeen. Sovitteiden perusteella tasonousu on 2 prosenttia kattoon edeltävään trendiin nähden.



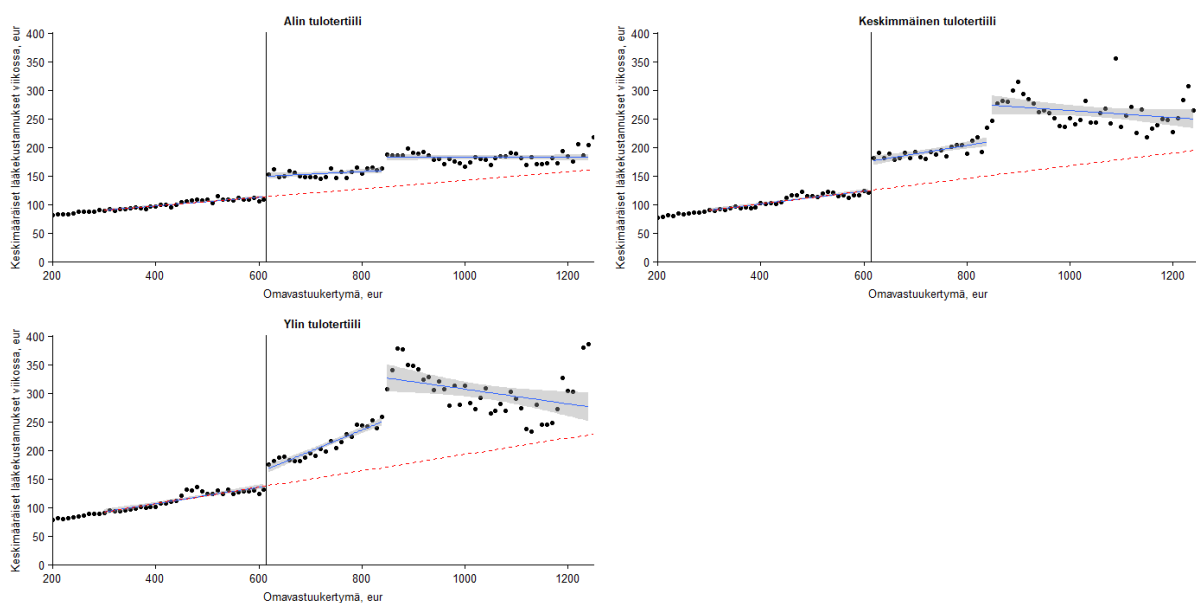


**Kuvio 2. Lääkekustannukset ostoviikolla ja omavastuukertymä korvausluokan mukaan.**

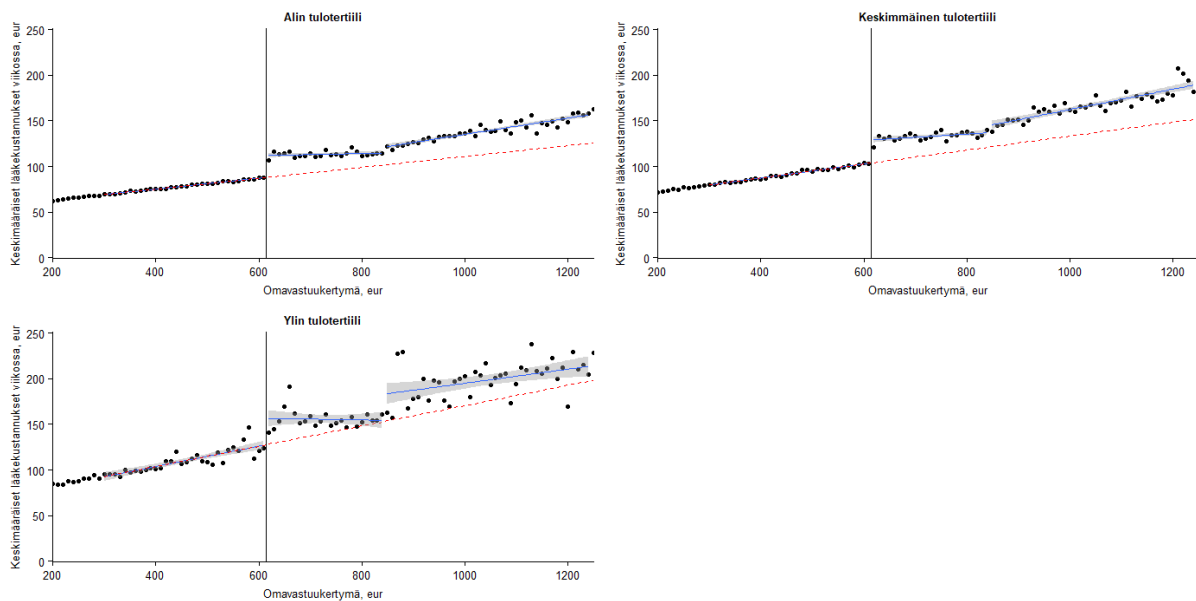
Kun lääkekaton vaikutusta lääkekulutuksen tarkastellaan sukupuolen mukaan, miesten ja naisten välillä ei havaita suurta eroa. Miesten lääkkeiden kokonaiskustannukset ovat hieman korkeammat kuin naisten, mutta suhteellinen nousu katon jälkeen on toisaalta naisilla hieman miehiä suurempi (m: 23 % vs. n: 25 %). Selvempi ero sen sijaan havaitaan, kun aineisto jaetaan iän mukaan 18–64-vuotiaisiin ja yli 64-vuotiaisiin. Katon ylittämisen jälkeen kustannukset nousevat työikäisillä enemmän kuin ikääntyneillä sekä suhteellisesti sekä absoluuttisesti. (43,97 € & 33 % vs. 18,88 € & 18 %).

Kuviossa 3 on esitetty kustannusten muutokset tulotertiileittäin 18–64-vuotiaille henkilöille. Tämän tarkastelun perusteella alimmassa tulotertiilissa kustannukset nousevat katon ylittämisen jälkeen 27 prosenttia, keskimmaisessa tulotertiilissa 40 prosenttia ja ylimmässä tulotertiilissa 36 prosenttia.

Kuviossa 4 on esitetty vastaava tarkastelu yli 64-vuotiaille henkilöille. Ikääntyneillä alimmassa tulotertiilissa kustannukset nousevat katon jälkeen 20 prosenttia ja keskimmaisessa tulotertiilissa 18 prosenttia. Sovitteiden perusteella ylimmässä tulotertiilissa kustannukset nousevat 11 prosenttia, mutta tässä tarkastelussa havaintojen määrä putoaa huomattavasti, ja näin ollen siihen liittyy enemmän epävarmuutta.



**Kuvio 3. Lääkekustannukset ostoviikolla ja omavastuukertymä tulojen mukaan, 18–64-vuotiaat**



**Kuvio 4. Lääkekustannukset ostoviikolla ja omavastuukertymä tulojen mukaan, yli 64-vuotiaat**

Taulukossa 1 on eritelty lääkekaton alentamisen kustannukset sairausvakuutukselle suoraan kustannusvaikutukseen ja käyttäytymisvaikutukseen väestötasolla. Vuonna 2017 korvauksia maksettiin noin 12–48 miljoonaa euroa potilaille, joille oli kertynyt omavastuuta 500–605 euroa. Mikäli nämä vuoden 2017 ostot tulevat lisäkorvausten piiriin, sairausvakuutuksen korvausmenot kasvavat noin 7–26 miljoonaa euroa. Tämän suoran kustannusvaikutuksen lisäksi syntyy kustannuksia siitä, että potilaat lisäävät lääkkeiden kulu-tusta, koska ostohinta laskee lääkekaton ylittämisen jälkeen tyypilliselle ostolle 44–95 prosenttia korvausluokasta riippuen. Lääkekulutuksen kasvu nostaa 2,5 euron kiinteää omavastuuta lukuun ottamatta suoraan korvausmenoja. Jos oletetaan, että katon ylityksen jälkeen lääkekustannukset nousevat 23 prosenttia niille ostoille, jotka katon alentamisen myötä tulevat lisäkorvauksen piiriin, lisäisi katon lasku 605 eurosta 575–500 euroon korvausmenoja 4–17 miljoonalla eurolla. Noin 40 prosenttia korvausmenojen lisäyksestä aiheutuisi kulutuksen lisääntymisestä.

**Taulukko 1. Lääkekaton alentamisen vaikutus sairausvakuutuksen lääkekorvausmenoihin**

Uusi lääke-katto	2017 korvaukset, milj. €	Suora vaikutus, milj. €	Käyttäytymisvaikutus, milj. €	Korvausmenojen lisäys, milj. €
575	11,95	6,59	4,26	10,86
<b>550</b>	<b>22,7</b>	<b>12,43</b>	<b>8,08</b>	<b>20,51</b>
525	34,51	18,83	12,27	31,09
500	48,05	25,84	16,99	42,83

## Yhteenveto ja johtopäätökset

Tutkimuksessa arvioitiin sairausvakuutuslain lääkekorvausten vuosiomavastuun (lääkekaton) vaikutusta potilaiden lääkekulutukseen vuosien 2015–2017 lääkekorvaustilastoihin perustuvan graafisen tarkastelun avulla.

Tulosten perusteella lääkekaton ylittäminen aiheuttaa lääkkeiden viikko-ostoihin 25,87 euron tasonousun, joka vastaa 23 prosentin lisäystä kattoa edeltävään trendiin nähden. Kun omavastuukaton ylittämisestä seuraa keskimäärin noin 69 prosentin ostohinnan lasku, saadaan lääkkeiden kysynnän hintajoustoksi omavastuukaton kohdalla  $-0,33$ . Kysyntä vaikuttaa siten reagoivan hinnanmuutokseen hieman enemmän kuin aikaisemmassa Suomea koskevassa tutkimuksessa (Verho 2012). Kysyntä on kuitenkin joustamatonta ja tulos on linjassa aikaisemman tutkimuksen kanssa.

Kulutuksen muutokset eri korvausluokissa ovat samansuuntaisia lääkekaton ylityksestä seuraavien hinnanmuutosten kanssa. Suurimmat tasonousut havaittiin peruskorvatuissa lääkkeissä, joissa mediaanioston hinta potilaalle laski katon ylittyessä 70–95 prosenttia. Ylemmän erityiskorvausluokan lääkkeissä tasonousua ei juuri havaita, mikä oli odotettavissa, koska näiden lääkkeiden korvaustaso on jo ennen kattoa lähes 100 prosenttia. Sukupuolten välillä ei havaittu juurikaan eroa, mutta työikäisillä kulutus kasvoi enemmän kuin ikääntyneillä.

Tuloryhmittäisessä tarkastelussa työikäisten keskimmaisessä ja ylimmässä tulotertiilissa tasonousu oli 9–13 prosenttiyksikköä korkeampi verrattuna alimpaan tulotertiiliin. Ikääntyneillä taas tasonousu alimmasa tulotertiilissa oli 2–9 prosenttiyksikköä korkeampi ylempiin tuloluokkiin verrattuna.

Tulokset osoittavat, että lääkekaton aiheuttama lääkekulutuksen kasvu on merkittävää, mutta muutoksen suuruus vaihtelee riippuen lääkekorvauksen tasosta. Käyttäytymisvaikutukset on syytä huomioida lääkekorvausjärjestelmää koskevien muutosten vaikutusten arvioinnissa.

## Lähteet

- Simonsen, M., L. Skipper and N. Skipper (2016): Price Sensitivity of Demand for Prescription Drugs: Exploiting a Regression Kink Design, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 31, 320-337.
- Verho. Omavastuukaton vaikutus lääkekulutukseen. Kelan tutkimusosasto, nettityöpapereita 40/2012. <https://helda.helsinki.fi/bitstream/handle/10138/37865/Nettityopapereita40.pdf?sequence=1>